دراسات فى :

الإحصاء النفسى

إعداد

أ.د/ خالد إبراهيم الفخرانى

إستاذ علم النفس بآداب طنطا

مقاييس الإرتبـــاط

Correlation

سبق وان تكلمنا عن مقاييس النزعة المركزية أى عـــن مدى إقتراب درجات مجموعة معينة من القيمــة الوســيطية أو عن مدى تمركز القيـــم حـــول منطقـــة الوســط . كمـــا شـــرحنا مقاييس تشتت هذه القيـــم أو انحرافهـــا أو بعدها عن تلك القيمة المتوسطة ، وفصلنا فى ذلك الحـــديث عن المدى المطلـــق ونصـــف المـــدى الربيعـــى والإنحـــراف المعيارى . وكلها مقاييس للفروق الفردية القائمة بـــين أفـــراد جماعة معينة .

وفى مجال مقاييس النزعة المركزية فصلنا الحديث عن المتوسط الحسابى والوسيط والمنوال أو الشائع . وتعطى هـــذه المقاييس أسساً إحصائية ثابتة لمقارنة جماعات معينة أو فئـــات معينة ، كما تساعد فى وصف الظواهر التى نقيسها وصفاً كمياً دقيقاً وإقتصادياً . فيكفى أن تعرف متوسط ذكاء هذه المجموعة من الطلاب لكى تحكم على قدراتها العامة .

ولكننا فى الحياة اليومية وفى مجالات البحوث ، وفـــى المجالات التى يطبق فيها القياس التربوى والنفسى ، نحتاج إلى معرفة نوع آخر من المقاييس وهو مقاييس الإرتباط أى العلاقة بين ظاهرتين أو أكثر . فقد نحتاج إلى معرفـــة العلاقـــة بـــين التكيف النفسى للطالب وبيت قدرته على التحـــصيل ، أو بـــين طول اليوم الدراسى والسائد من العملية التربوية .

وفى عملية بناء الإختبارات النفسية عرفنا أن الباحث فى حاجة إلى معرفة مدى الإرتباط بين الإختبـــار ونفـــسه وذلـــك لتقرير مدى ثبات الإختبار عندما يعاد تطبيقه ، أو الإرتباط بين نصفى الإختبار ، أو الإرتباط بين صورتين متكـــافئتين منـــه . كذلك لتقرير صدق الإختبار يوجد الباحث مقدار الإرتباط بـــين اختباره الجديد وبين اختبار آخر أو بينه وبـــين أى نـــوع مـــن المحكات التى تكلمنا عنها فـــى الـــصدق التنبـــؤى والـــصدق التلازمى والصدق التطابقى .

ولا غرو فإن التقدم العلمى يعتمد على معرفة الظـــواهر التى تترابط مع بعضها وتلك التى لا يوجـــد رابطـــة بينهـــا . ومعامل الإرتباط عبارة عن رقم واحد ولكنه يدلنا عـــن مـــدى إرتباط ظاهرتين أو أكثر . ومعنى ذلك أنه يـــدلنا عـــن مـــدى التغيرات التى تحدث فى العامل (أ) نتيجة لحدوث تغيرات فى

العامل (ب) . وكيف يصاحب أى تغيير فى (أ) تغيير آخر فى (ب) . ومن أمثلة ذلك أنه إذا زادت حرارة المعدن زاد تمدده . أو كلما قل حجم الغاز كلما زاد ضغطه . وفى مجال علم النفس نستطيع أن نفكر فى كثير من الأمثلة منها العلاقة بين الذكاء والتحصيل ، أو العلاقة بين التحصيل والإتزان الإنفعالى .

> A coefficient of correlation is a single number that tells us to what extent two things are related , to what extent variations in one go with variations in the other. without the knowledge of how one thing varies with another , it would be impossible to make predictions[1]

كذلك فإن معرفة مدى الإرتباط بين متغيرين (الذكاء والتحصيل مثلاً) تساعدنا فى التنبؤ بحدوث أحدهما إذا عرفنا الآخر . كذلك فإننا إذا عملنا تحسينات فى أحدهما توقعنا تحسينات فى الآخر . وفى المجال المهنى إذا عرفنا أنه كلما زادت درجة الشخص على اختبار الإستعداد الكتابى مثلاً clerical – aptitude test كلما زادت كفاءة أدائه بعد

[1] المرجع السابق
Guilford , J . P . Op . cit

التدريب ، إذا عرفنا ذلك أمكننا أن نستخدم هذا الإختبار للتنبؤ بمستوى الكفاءة فى الأعمال الكتابية . وإذا كان التنبؤ دقيقاً جداً فإننا نقول أن هناك إرتباطاً إيجابياً بين اختبار الإستعداد الكتابى وبين النجاح فى الأعمال الكتابية .

ونحن نكشف هذه الحقيقة عن طريق إيجاد معامل الإرتباط بين درجات مجموعة من البنات مثلاً وبين تقديراتهن فى العمل الكتابى الحقيقى ، تقديرات الرؤساء والمشرفين .

وواضح أننا لا نستطيع أن نوجد معامل الإرتباط إلا إذا طبقنا الإختبار على عدد كبير من الأفراد ، فنحن لا نستطيع أن نحسب معامل الإرتباط لفرد واحد كذلك فإننا لا نستطيع أن نحسبه إذا لم يكن لدينا مجموعتان من الدرجات أو سلسلتان من القيم التى حصل عليها نفس المجموعة من الأفراد .

وإذا إفترضنا أن اختبار الإستعداد الكتابى يقيس بعض القدرات والسمات اللازمة للنجاح فى الأعمال الكتابية ، فنستطيع أن نفكر فى الأسباب التى تقود إلى مثل هذا النجاح ، ونستطيع أن نتنبأ بالناس الذين سينجحون فى الأعمال الكتابية ، كما أننا نستطيع أن نرفع من مستوى كفاءة المشتغلين بهذه المهنة عن طريق الإختيار السليم . فالطرق الإحصائية تساعدنا فى التعرف على مدى فاعلية الإختبارات وتحديد هذه الفاعلية .

والآن لنفرض أننا حصلنا على سلسلتين من الـدرجات التى حصل عليها مجموعة من الطلاب ، سلسلة فى الرياضيات وسلسلة فى العلوم . وهنا نستطيع أن نتوقع وجود نـوع مـن العلاقة بين هذه الدرجات . بمعنى أننا نتوقع أن التلميـذ الـذى حصل على الترتيب الأول فى العلوم سوف يحتل نفس المركز الأول فى الرياضيات وأن الطالب الثانى فى العلوم سوف يحتل المركز الثانى أيضاً فى الرياضيات . والثالث فى العلوم سوف يكون الثالث فى الرياضيات وهكذا يحتل جميع الطلاب الباقون نفس المكانة أو المنزلة أو الترتيب فى كل من مادة العلوم ومادة الرياضيات حتى نأتى إلى ذلك الطالب المتعوس الذى يتأتى فى المؤخرة فى كل من المادتين . إذا حدثت مثل هذه العلاقة بـين قائمة درجات الرياضيات والدرجات فى مادة العلـوم ، فأننـا نستطيع أن نصف هذه الدرجات بأنها مترابطة ترابطـاً كـاملاً أو مطلقاً وإيجابياً perfectly correlated positively وهذه حالة نادرة الحدوث .

أما إذا كان ترتيب الدرجات فى العلوم وفى الرياضيات مقلوباً أو معكوساً Reversed بمعنى أن الطالب الذى يتربـع على قمة الرياضيات يأتى ترتيبه فى مؤخرة القائمة فى إمتحان العلوم ، وأن الطالب الثانى فى الرياضيات يأتى ترتيبه فى قبل

الأخير بواحد أو الثانى مـــن أســـفل القائمـــة ، والثالـــث فـــى الرياضيات يكون قبل الأخير بإثنين فى العلوم وهكذا حتى نهاية القائمة .

> The top boy in one subject was the bottom boy in the other , the second boy in the science list was the last but one in the mathmatics list[1] .

وبالمثل فإن هذه حالة نادرة الحدوث فى البحوث وفـــى المقاييس العملية وإنما الغالب أن نحصل على إرتبـــاط جزئـــى فقط . على كل حال إذا حدث وحصلنا على مثـــل هـــذا فإننـــا نصفَ هاتين المجموعتين من الدرجات بأنها مترابطة ترابطـــاً مطلقاً وسلبياً Perfect negative correlation .

أما إذا لم يكن هناك أى صلة بين الدرجات فى العلـــوم وتلك فى الرياضيات فإننا نقول أنه لا يوجد إرتباط على وجـــه الإطلاق أو نقول أن هناك إرتباطاً يساوى صفراً .

وفى الواقع نحن نتوقع أن نجد إرتباطـــاً إيجابيـــاً بـــين الدرجات فى العلوم وفى الرياضيات ، ولكن هذا الإرتباط لابد

---

[1] Sumner , W . L . Statistical in School

أن يكون جزئياً Partial correlation هذا النوع من الإرتباط الإيجابى الجزئى له أهمية كبيرة فى المجالات التربوية والنفسية والمهنية وفى مجالات البحوث النفسية والإجتماعية والتربوية . فلقد كان هناك فى الماضى كثير من القضايا السيكولوجية دون أن تخضع للقياس التجريبى الدقيق ودون أن يطبق عليها مناهج الإرتباط الإحصائية .

والواقع أن معامل الإرتباط عبارة عن رقم واحد مثل المتوسط أو الوسيط أو الإنحراف المعيارى ولكنه يحكى قصة كاملة ويعبر عن مدى العلاقة ونوعها ، أو عن كم وكيف العلاقة القائمة بين متغيرين مثل الذكاء والتحصيل مثلاً .

ويعبر عن معامل الإرتباط هذا رقمياً بالقيم ± ١ إذا كان مطلقاً أو كاملاً فيكون معامل الإرتباط مساوياً + ١ إذا كان الإرتباط كاملاً وموجباً كما هو الحال فى مثال العلوم والرياضيات وعندما يكون كاملاً ولكنه سالب ، وفى هذه الحالة يساوى – ١ ، أما إذا لم يوجد إرتباط على الإطلاق فإن قيمته تساوى صفراً . وفى الواقع كما قلنا لا نحصل عملياً إلا على معاملات الإرتباط الجزئية الموجبة والسالبة والتى تساوى جزءاً من الواحد الصحيح .

ويكون معامل الإرتباط سالباً إذا كانت العلاقة بين المتغيرين علاقة عكسية بمعنى أن الزيادة فى أحدهما يتبعها نقص فى الآخر كما هو الحال فى العلاقة بين حجم الغاز وضغطه ، وفى حالة الإرتباط الموجب تكون العلاقة بين المتغيرين علاقة طردية بمعنى أن الزيادة فى أحدهما يتبعها زيادة فى الآخر ، مثل الذكاء والتحصيل ، أو عمر الطفل ووزنه . وقد لا يوجد علاقة إطلاقاً وفى هذه الحالة يكون معامل الإرتباط مساوياً صفراً . ومن أمثلة العلاقة الصفرية العلاقة بين وزن الفرد ومتوسط دخله ، أو بين طوله ومستوى ثقافته .

وإليك تلخيصاً لمعاملات الإرتباط وعلاماتها العددية :

نوع الإرتباط	قيمته العددية
إرتباط مطلق وإيجابى	+ ١
أرتباط مطلق سلبى	– ١
لا علاقة إرتباطية	صفر
إرتباط موجب وجزئى	أقل من + ١
إرتباط سلبى جزئى	أقل من – ١

والإرتباط الجزئى ، بنوعيه هو المألوف فى البحوث النفسية والتربوية والإجتماعية . أما عندما لا نجد إرتباطاً على الإطلاق فإن ذلك يفيد أيضاً فى معرفة المتغيرات أو السمات أو القدرات المستقلة التى لا يؤثر بعضها فى بعض . ويساعد ذلك فى دراستها على حدة وإطلاق أسماء مميزة لها . أما وجود إرتباط كبير بين سمتين أو قدرتين فقد يوحى إلينا بإمكان دمجهما فى قدرة واحدة وإطلاق اسم واحد عليها .

وفى حالة الإرتباط الموجب ، أى عندما تكون العلاقة بين متغيرين علاقة طردية ، فإن حدوث تغير فى أحد المتغيرين يتبعه تغير فى الآخر ، فإذا نقصت الدرجات فى أحد المتغيرين نقصت فى الآخر ، وإذا زادت قيمة المتغير الأول زادت قيمة المتغير الثانى .

أما فى حالة الإرتباط السالب ، أى عندما تكون العلاقة بين المتغير الأول والمتغير الثانى علاقة عكسية ، فإذا زادت قيمة المتغير الأول نقصت قيمة المتغير الثانى .

الإرتباط والعليـــة

قد يتبادر إلى ذهن القارئ أن وجود علاقة إرتباطية بين ظاهرتين يعنى بأن أحدهما سبب أو علة فى وجـــود الآخـــر . ولكن وجود الإرتباط ليس معناه بالضرورة العلية أو العلاقـــة السببية ، إنما الإرتباط معناه أن ظاهرتين تسيران فـــى نفـــس الإتجاه تقريباً ، ويتخذ التغير فيهما نفس الإتجاه ، ولكن معنـــاه أن أحدهما سبباً فى وجود الآخر . فإذا وجدنا أن هناك إرتباطاً علياً بين طول الفرد وبين ذكائه ، فليس معنى ذلك أن ذكائه هو الذى تسبب فى طول قامته . وبالمثل فقد نجد إرتباطاً بين لون العين ولون شعر الرأس ، ولكن ليس أحدهما سبب فى وجـــود الآخر . ونحن عندما نقول أن النار هى سبب وجـــود الـــدخان فإننا هنا أمام علاقة علية أو سببية . وإن كان القدماء قد تشككوا فى هذه العلاقة ، وقالوا إننا لا نرى إلا ظاهرة هى النـــار ثـــم نرى ظاهرة أخرى تتبعها فى الزمان وهى الدخان وقد يكون ما نلاحظه هذا مجرد اقتران فى الزمان حدث بالـــصدفة وقـــد لا يحدث فى المستقبل ، واقتران النار بالدخان ليس معناه أن النار هى سبب الدخان على كل حال هذه الفكرة الفلسفية تنبه إليهـــا جون استيوارت مل وقال أنه عندما يوجد إرتباط بـــين (أ) ، (ب) فليس معنى ذلك أن (أ) سبب وجود (ب) ، ولكن قـــد

يرجع كل من (أ) ، (ب) إلى سبب ثالث أو أسباب أخرى غيرهما . فإذا كان هناك إرتباط بين التحصيل فى اللغة العربية والتحصيل فى اللغة الإنجليزية ، فليس معنى ذلك أن التحصيل فى اللغة العربية هو سبب التفوق فى اللغة الإنجليزية ولكن هاتين الظاهرتين معاً يرجعان إلى عامل ثالث بعيد عن التجربة هو الذكاء مثلاً أو المثابرة فى التحصيل أو نسبة التحصيل .

والمثال الآتى يوضح علاقة إرتباطية كاملة وموجبة وهو عبارة عن درجات ١٠ أفراد على اختبارين س ، ص .

التلاميذ	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ك
س	٢	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٣
ص	٤	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٤	١٥

وبالطبع هذا مثال خيالى للتوضيح وفيه العلاقة مطلقة وموجبة ومعنى هذا أن معامل الإرتباط يبلغ + ١ ونحن لا نحصل على مثل هذا المعامل فى التجارب الحقلية الحقيقية لأن التطابق بين الدرجات لا يمكن أن يكون كاملاً . وبالتأمل فى الدرجات نلاحظ أن كل درجة فى ص تزيد بمقدار ٢ عن كل

درجة فى الإختبار س ، والعلاقة ثابتة ومضطردة وليس فيها أى استثناء فى جميع الحالات العشرة . ومعنى هذا أن درجة الفرد على الإختبار ص = درجته على الإختبار س + ٢ = ص = س + ٢ .

ومعنى هذا أننا نستطيع أن نتنبأ بدرجة الفرد على أحد الإختبارين إذا عرفنا درجته على الإختبار الآخر .

وإليك مثال آخر :

التلاميذ	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ى
س	١	٣	٤	٥	٧	٨	٩	١١	١٢	١٥
ص	٢	٦	٨	١٠	١٤	١٦	١٨	٢٢	٢٥	٣٠

فى هذا المثال يلاحظ أن درجة الفرد فى س عبارة عن ضعف درجته فى ص ، وليس هناك أى استثناء فى هذه العلاقة . فهناك اتفاق كامل Perfect agreement فالإرتباط كامل ومطلق وموجب ويساوى + ١ .

درجة الفرد فى ص = ٢ س .

درجة الفرد فى س = $\frac{١}{٢}$ ص .

طريقة حساب معامل الإرتباط :

١ - ضع سلسلة الدرجات فى كل من س ، ص بحيث يكون كل زوج منها يقابل بعضه بعضاً .

٢ - احسب متوسط الدرجات لكل من س ، ص .

٣ - أوجد إنحرافات كل قيمة من قيم ص عن متوسطها وكذلك إنحرافات كل قيمة من قيم س عن متوسطها

(للتأكد من صحة هذه العملية إجمع إنحرافات كل من س ، ص ، ولاحظ أن مجموع كل منهما يجب أن يكون صفراً وذلك بأخذ الإشارات الجبرية فى الإعتبار والمعروف أن إنحرافات القيم عن متوسطها يساوى صفراً) .

٤ - ربع كل من إنحرافات س ، وإنحرافات ص ومربع الإنحرافات هذه مطلوب لحساب الإنحراف المعيارى لكل من قيم س وقيم ص .

٥ - إضرب إنحرافات س × إنحرافات ص .

٦ - إجمع كل الأعمدة السابقة .

٧ - طبق القاعدة وأوجد معامـــل الإرتبـــاط . وإليـــك المثال الآتى ، والآن حاول أن تتبع الخطوات بكل دقة :

(المثال) : -

س	ص	س - متوسطها (ط)	ص - متوسطها (ظ)	(ط)^{٢}	(ظ)^{٢}	ط × ظ
١٣	١١	+ ٥,٥	+ ٣	٣٠,٢٥	٩	+ ١٦,٥
١٢	١٤	+ ٤,٥	+ ٦	٢٠,٢٥	٣٦	+ ٢٧
١٠	١١	+ ٢,٥	+ ٣	٦,٢٥	٩	+ ٧,٥
١٠	٧	+ ٢,٥	- ١	٦,٢٥	١	- ٢,٥
٨	٩	+ ٠,٥	+ ١	٠,٢٥	١	+ ٠,٥
٦	١١	- ١,٥	+ ٣	٢,٢٥	٩	- ٤,٥
٦	٣	- ١,٥	- ٥	٢,٢٥	٢٥	+ ٧,٥
٥	٧	- ٢,٥	- ١	٦,٢٥	١	+ ٢,٥
٣	٦	- ٤,٥	- ٢	٢٠,٢٥	٤	+ ٠,٩
٢	١	- ٥,٥	- ٧	٣٠,٢٥	٤٩	+ ٣٨,٥

٧٥	٨٠			١٢٤,٥٠	١٤٤	١٠٢

المجموع

$$\text{متوسط س} = \frac{٧٥}{١٠} = ٧,٥$$

$$\text{متوسط ص} = \frac{٨٠}{١٠} = ٨$$

القاعدة الأساسية لهذا النوع من الإرتباط الذى يعـــرف باسم إرتباط بيرسون Pearson هى :

$$\text{الإرتباط} = \frac{\text{مج}\ (\text{ط} \times \text{ظ})}{\text{ن}\ \text{ح}_{\text{س}}\ \text{ح}_{\text{ص}}}$$

حيث تدل ن على عدد الحالات .

$\text{ح}_{\text{س}}$ = الإنحراف المعيارى للدرجات س .

$\text{ح}_{\text{ص}}$ = الإنحراف المعيارى للدرجات ص .

ط = إنحراف قيم س عن متوسطها .

ظ = إنحراف قيم ص عن متوسطها .

مج = مجموع .

ومعنى هذا أننا نحصل أولاً على قيم الإنحراف المعيارى لكل من س ، ص .

الإنحراف المعيارى للقيم س =

$$\sqrt{\frac{\text{مج}(\text{ط})^{2}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{١٢٤,٥}{١٠}} = ٣,٥٢٨$$

الإنحراف المعيارى للقيم ص =

$$\sqrt{\frac{\text{مج}(\text{ظ})^{2}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{١٤٤}{١٠}} = ٣,٧٩٥$$

$$\text{معامل الإرتباط} = \frac{\text{مج}(\text{ط} \times \text{ظ})}{\text{ن ح}_{\text{س}} \text{ ح}_{\text{ص}}} = \frac{١٠٢}{١٠ (٣,٥٣)(٣,٧٩)}$$

$$= ٠,٧٦$$

وواضح أنه أقل من واحد صحيح مما يدل على أن الإرتباط موجب وجزئى .

وواضح أنه من الممكن أن تكون قيمة معامل الإرتبـــاط سالبة . والمثال الآتى يوضح ذلك :

س	ص	ط	ظ	ط²	ظ²	ط ظ
١٢	٧	٥ +	١,٥ -	٢٥	٢,٢٥	٧,٥ -
١٠	٣	٣ +	٥,٥ -	٩	٣٠,٢٥	١٦,٥ -
٩	٨	٢ +	٠,٥ -	٤	٠,٢٥	١
٨	٥	١ +	٣,٥ -	١	١٢,٢٥	٣,٥
٧	٧	٠	١,٥ -	-	٢,٢٥	٠ -
٧	١٢	٠	٣,٥ +		١٢,٢٥	٠
٦	١٠	١ -	١,٥ +	١	٢,٢٥	١,٥ -
٥	٩	٢ -	٠,٥ +	٤	٠,٢٥	١ -
٤	١٣	٣ -	٤,٥ +	٩	٢٠,٢٥	١٣,٥ -
٢	١١	٥ -	٢,٥ +	٢٥	٦,٢٥	١٢,٥ -
٧٠	٨٥	٠	٠	٧٨	٨٨,٥٠	٥٧ -

$$\text{ح}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{٧٨}{١٠}} = ٢,٧٩$$

$$\text{ح}_{\text{ص}} = \sqrt{\frac{٨٨,٥}{١٠}} = ٢,٩٧$$

$$= \frac{57 -}{10\ (2.79)\ (2.97)} = -0.69$$

وهناك طرق مختلفة لحساب معامل الإرتباط ، كما أن هناك طرقاً أخرى لحسابه من المعطيات المجدولة ، ويمكن حسابه من القيم الأصلية دون الرجوع إلى الإنحرافات ولا داعى لشرح هذه الطرق ويكتفى بهذه الطريقة السهلة فى حساب معامل الإرتباط .

المهم أن يعرف القارئ معنى الإرتباط ومجالات إستخدامه ، وأن يجيد تفسير معاملات الإرتباط المختلفة .

تفسير معاملات الإرتباط :

كيف يعرف الطالب أو الباحث معنى الإرتباط الذى يحصل عليه هو أو غيره من الباحثين ؟

المعروف أن أى معامل إرتباط تزيد قيمته عن الصفر يعبر عن نوع ما من العلاقة بين المتغيرين موضوع القياس ، ولكن لكى يكون معامل الإرتباط دالاً على وجود علاقة حقيقية فإنه يجب أن يكون له دلالة إحصائية Statistically

significant . ولكن هل يتمشى حجم هذه العلاقة مع حجم معامل الإرتباط ، بمعنى أنه يعطينا نسبة لقياس هذه العلاقة ؟ كلا . . . الواقع أننا لا نستطيع أن نقول إن معامل الإرتباط البالغ قدره ٠,٥٠ يشير إلى قدر من العلاقة يبلغ ضعف تلك العلاقة التى يشير إليها معامل إرتباط قدره ٠,٢٥ وكذلك فإننا لا نستطيع أن نقول إن الزيادة بمقادير متساوية فى معاملات الإرتباط تشير إلى زيادات متساوية فعلاً فى الحجم . فزيادة معامل الإرتباط مثلاً من ٠,٤٠ إلى ٠,٦٠ لا يمكن أن تساوى الزيادة التى تحدث لمعامل الإرتباط ٠,٧٠ والذى يصبح ٠,٩٠ ذلك لأن معامل الإرتباط عبارة عن رقم دال Index number وليس عبارة عن مقياس له وحدات مستقيمة ومتساوية not a linear scale of equal units بل إن معامل الإرتباط السالب قد يشير إلى قدر من العلاقة مثلما يشير معامل الإرتباط الموجب . معامل الإرتباط الذى يساوى + ٠,٦٠ يشير إلى علاقة وثيقة مثلما يشير معامل الإرتباط الذى يساوى – ٠,٦٠ .

ما هو حجم معامل الإرتباط الذى نعتبره ذا دلالة إحصائية ؟ لا يوجد قدر معين لهذا المعامل وإنما حجمه يختلف بإختلاف الإختبارات المستخدمة وحجم العينة وغيره من

الظروف المحيطة بالتجريب . فإذا كنا مثلاً إزاء إيجاد معامل إرتباط الصدق التنبؤى لإختبار ما ، فإننا نطبق هذا الإختبار على عدد معقول من العمال ، ثم نتركهم يمارسون العمل فى القدرة التى يقيسها هذا الإختبار ، ونحصل على تقديراتهم فى هذا العمل ، ثم نوجد الإرتباط بين درجاتهم على الإختبار وتقديراتهم فى العمل الفعلى ، فى مثل هذا الموقف فإن معامل الإرتباط المتوقع يتراوح ما بين صفر ، ٠,٦٠ .

أما إذا طبقنا عدداً كبيراً من الإختبارات وحصلنا على مجموع درجات الأفراد عليها جميعاً فإن معامل إرتباط الصدق الذى نتوقعه يجب أن يصل إلى ٠,٨٠ وكثير من المشتغلين بالتوجيه المهنى والإختيار المهنى Vocational guidance and Vocational selection يتبعون تقليداً وضعه هل Hull منذ أكثر من ٣٥ عاماً هو أن الحد الأدنى لمعامل إرتباط الصدق يجب أن يكون ٠,٤٥ حتى يمكن الثقة فى الإختبار وإستخدامه فى المجالات المهنية .

أما معامل إرتباط الثبات Reliability coefficient فيجب أن يكون أعلى من معامل إرتباط الصدق ، لأن الثبات كما نعلم ، عبارة عن درجة إرتباط الإختبار مع ذاته ، أو حتى عندما نستخدم صورتين متكافئتين لنفس الإختبار فإننا يجب أن

يتوقع معامل إرتباط أعلى من تلك المعاملات التى نحصل عليها فى صدق الإختبار . وتبعاً للتقاليد التى وضعها كيلى T . L . Kelley أن الإختبار لا يمكن إعتباره آداة ناجحة فى التمييز بين الأفراد إلا إذا بلغ معامل إرتباط ثباته ٠,٩٤ ، ولكن هذا المستوى المرتفع من النادر الوصول إليه ، ولذلك يكتفى معظم الباحثين بمعاملات تتراوح بين ٠,٧٠ ، ٠,٨٠ وإن كان هناك بعض الإختبارات المستخدمة والتى تقل معاملات ثباتها عن ذلك بكثير حيث تصل إلى ٠,٣٥ فقط ، ومع ذلك ما زالت تستخدم ولكن لا يستخدم الإختبار من هذا النوع بمفرده ولكن تطبق مع بطارية أخرى من الإختبارات .

على كل حال يلاحظ القارئ أن معامل الصدق أهم فى تقرير صلاحية الإختبار من ثباته .

ويجب أن نلاحظ أن حجم معامل الإرتباط يتوقف على ظروف التجربة وأدوات القياس ، ومدى إمكان التحكم فى العوامل التى تتدخل فى نتائج القياس والتى لا يمكن لنا قياسها . وكلما زادت قدرتنا على ضبط هذه العوامل وإبعاد أثرها كلما مال معامل الإرتباط إلى الإرتفاع . وعلى ذلك فإن صغر حجم معامل الإرتباط ليس دائماً دليلاً على عدم وجود علاقة ، وإنما قد يحدث ذلك بسبب تدخل بعض العوامل الخارجة عن

التجربة . ومعنى ذلك أن معامل الإرتباط إنما يتوقف على الموقف الذى وجد فيه ، وهو معامل نسبى بهذا المعنى . فمعامل الإرتباط ليس له معنى مطلقاً وإنما دائماً معناه مستمد من التجربة ومن القدرات التى نقيسها ومن أدوات القياس المستخدمة .

ويؤكد جلفورد هذا المعنى تأكيداً تاماً على هذا النحو :

> A correlation is always relative to the situation under which it is obtained , and its size does not represent any absolute natural fact . To speak of the correlation between intelligence and achievement absured , one needs to say which intelligence measured under what circumstances in what population , and to say what kind of achievement measured by what instruments , or judged by what standards .[1]

فالإرتباط يتوقف على القدرة موضوع القياس ، وعلى العينة ، وعلى أدوات القياس وما إلى ذلك من العوامل المؤثرة

[1] Guilford , J . P . , Fundanmental Statistics in Psychology and Education .

فى التجربة . فالظاهرة التى لا تعرف عنها إلا القليـــل تكتفـــى بمعامل إرتباط صغير فى قياسها . كذلك فإننا إذا وجدنا مثلاً أن هناك إرتباطاً صغيراً جداً بين الشفاء من مرض معـــين وبـــين نوع جديد ووحيد من الدواء فإننا ولا شك نقبل هذا الدواء حتى وإن كان ينقذ لنا ١% من المرضى . فإنقاذ حياة فرد واحد من كل مائة جدير بالمحاولة والإهتمام .

إن معرفة معامل الإرتباط يساعدنا فى الإجابة على كثير من التساؤلات مثل :

١ – هل هذا الإختبار يتنبأ بالأداء الحقيقى فى مجـــال العمل الفعلى ؟

٢ – هل يقيس هذان الإختباران نفس الشىء ؟

٣ – هل تتفق الدرجات التى حصل عليها الناس علـــى هذا الإختبار فى العام الماضى مع الدرجات التـــى يحـــصلون عليها عليه فى هذا العام ؟

فإذا حدث وطبقت إحـــدى مؤســـسات بيـــع الملابـــس والأقمشة ثلاث إختبارات على مجموعة من عمال البيع الجـــدد ثم انتظرت ستة شهور ثم وجدت مقدار ما باعه كـــل مـــنهم . والآن تريد أن تعرف أن الإختبارات الثلاثة تـــصلح أن تكـــون

دليلاً على التفوق فى مهنة البيع . فى هـذا المثـال لا يمكـن الإعتماد على متوسط الدرجات فى كل اختبار لأن لكل اختبـار متوسطه الخاص . ولذلك يمكن إتباع منهج الإرتباط ، وإيجـاد معاملات الإرتباط بين هذه الإختبارات الثلاثـة وبـين مقـدار أو حجم مبيعات كل عامل . ويصبح أصلح الإختبـارات هـو الإختبار الذى يرتبط ارتباطاً عالياً مع مقدار المبيعات . وحتى إذا كان الإرتباط سالباً فإنه يعطى فكرة عن العامل الصالح لهذه المهنة .

فى حالة الإرتباط الموجب المطلق أى ذلـك الإرتبـاط الذى يساوى + ١ فإننا إذا علمنا درجـة الفـرد علـى أحـد الإختبارات استطعنا أن نتنبأ بدرجته فى الإختبار الثانى ، وذلك بإستخدام إحدى طرق الرسم البيانى . أما فى حالـة الإرتبـاط الجزئى فإن التنبؤ يكون تقريبياً فقط . وعندما نحـصل علـى إرتباط أقل من + ١ فإن ذلـك معنـاه أن القيـاس فـى أحـد الإختبارات يتأثر ببعض العوامل التى لا توجد فـى الإختبـار الثانى . كذلك فإن أخطاء القياس والتجريب تؤدى إلى انخفاض قيمة معامل الإرتباط . وكـذلك العوامـل التـى توجـد فـى الإختبارين ، ولكن بدرجات متفاوتة فى كل منهما ، ومن أمثلة ذلك أن الإرتباط بين الذكاء والتحصيل المدرسى لـيس مطلقـاً

أو كاملاً والسبب فى ذلك أن التحصيل المدرسى يتأثر بكثيــر من العوامل غير الذكاء والقدرات ، ومن ذلك جهود التلميــذ ، تحيزات المعلمين ، الخبرة الدراسية السابقة ، والحالة الصحية للتلميذ ، طريقة التدريس ، جو المدرسة . . . وهكذا .

ومن الخطأ ، كما سبق القول ، أن نقــول أن الإرتبــاط عبارة عن علية أو سببية.

It is incorrect to interpret high correlation as showing that one variable (causes) the other .[1]

بل إن هناك على الأقل ثلاثة أسباب تؤدى إلى إرتبــاط عامل بعامل آخر : (أ) ، (ب) :

١ - إن (أ) قد يكون سبباً فى (ب) أو يؤثر فيهــا أو يزيد من حجمها .

٢ - إن (ب) قد تكون سبباً فى وجود (أ) .

٣ - إن كل من (أ) ، (ب) قد يرجعان إلى عنصر مشترك أو عناصر مشتركة أخرى .

---

[1] المرجع السابق
Gronbach

ومن الأمثلة التى توضح مثل هذه العلاقة الإرتباط بـين القدرة على القراءة Reading ability وبين حصيلة المفردات اللغوية ، فإن كثرت المفردات قد تجعل الطفل قارئاً ممتـازا ، أو أن القدرة الممتازة على القراءة قد تجعل التلميذ يكتسب ثروة لغوية كبيرة . وهناك إحتمال آخر أن الدرجات العالية فى هاتين القدرتين (القراءة والمفردات) قد ترجع إلى إرتفاع الـذكاء . كذلك قد ترجع هذه الدرجات إلى ظروف المنزل الذى تتـوفر فيه الكتب والمراجع والمحادثات الجدية . كذلك قد ترجع هـذه الدرجات إلى نوع ممتاز من التعليم الإبتدائى الذى تلقاه الفرد .

لا نستطيع أن نقرر العامل المسئول عن هذا الإرتباط إلا فى ضوء التجربة الدقيقة وضبط أثر كل من هذه العوامل .

ونحن عندما تحدثنا عن معامل إرتباط ثبـات الإختبـار Reliability correlation coefficient عرفنا أن حجم هذا المعامل يعتمد على طول الإختبـار The length of the test والسبب فى ذلك أن اتساع دائرة الأسئلة يجعلنـا نـتمكن مـن شمول أكبر قدر من قدرات الفرد أو ميوله أو سماته . وبـذلك يصبح الإختبار محتوياً على مجـالات تمثـل قـدرات الفـرد أو سلوكه تمثيلاً حقيقياً .

أما إذا اقتصر عدد الأسئلة فإنها قد تـــأتى صـــدفة فـــى الجوانب التى يمتاز فيها الفرد أو تأتى صدفة فى الجوانب التى لا يعرفها الفرد ، وبذلك تحصل على صورة غير دقيقـــة عـــن سلوكه . كذلك فالمعروف أن الأسئلة المتعددة الإختيار يقل فيها تـــأثير التخمـــين Multiple – choice أمـــا الأســـئلة ذات الإختيارات المحدودة فإن إحتمال إلتقاط الفرد للإجابة الصحيحة عن طريق التخمين يصبح كبيراً . كذلك فإن ملاحظـــة ســـلوك الطفل الإجتماعى ٣ مرات لمدة ١٥ دقيقة فى كل مرة تعطـــى دليلاً أقل من ملاحظة سلوكه هذا ١٠ مرات كل مرة ١٥ دقيقة مع ضرورة ملاحظة ألا تكون المفـــردات أو الأســـئلة التـــى يضيفها الباحث لإختباره مجـــرد تكـــرار للأســـئلة الـــسابقة ، أو تدور حول نفس الأشياء ولكنها يجـــب أن تتنـــاول أشـــياء جديدة . كذلك فإننا يجب أن نلاحظ أن الإختبـــارات الطويلـــة تسبب التعب والملل والإرهاق وفقدان الإهتمام .

هذه بإختصار فكرة عن نوع من أنواع الإرتباط والـــذى يعرف ب (The product moment correlation) ويرجع ذلك إلى كارل بيرسون Karl Pearson (١٨٥٧ – ١٩٣٦) وهو أكثر أنواع الإرتباطات دقة وأكثرها شيوعاً ويمكن تطبيقه مع العينات الكبيرة .

ونلاحظ أننا كنا نفكر فى تحديد العلاقة بين متغيـــرين ، ولكن هناك معاملات إرتباط تتعامل مع ثلاثة متغيرات وأخرى مع أربعة عوامل ، ولا مجال هنا لشرح هذه الطـــرق ويمكـــن للباحث المستزيد الرجوع إليها فى كتـــب الإحـــصاء . ولكننـــا نعرض هنا نوعاً آخر من أنواع الإرتباط السهلة وهو إرتبـــاط الرتب .

إرتباط الرتب Rank Correlation :

لاشك أن معامل إرتباط بيرسون هـــو أكثـــر المنـــاهج الإرتباطية دقة فى البحوث العلمية ، ولكن إذا كنا أمام عدد من الحالات لا يتجاوز الثلاثين حالة فإن معامل إرتباط الرتب يمكن استخدامه والحصول على نتيجة مرضية .

ويرجع إرتباط الرتب إلى سبيرمان Spearman .

ويحسب معامل إرتباط الرتب بالمعادلة الآتية :

ويرمز إليه بالحرف $\rho = ١ - \frac{٦ \text{ مج ح}^{٢}}{\text{ن} (\text{ن}^{٢} - ١)}$

ويرمز إليه بالحرف اليونانى Rho P .

ونحن نحتاج إلى تطبيق معامل إرتباط الرتب عندما تكون المعطيات الموجودة عندنا فى شكل رتب أو ترتيب وليست درجات . فقد يتسابق عدد كبير من الفتيات فى مسابقة ملكة جمال العالم مثلاً ، وفى هذه الحالة يضعهن الحكام فى ترتيب كذلك فإن المعلم قد يرتب تلامذته فى القدرة الرياضية مثلاً وبالمثل قد يرتبهم فى قدرة أخرى مثل القدرة اللغوية ويريد أن يعرف عما إذا كان التلميذ الأول فى الرياضيات مثلاً سوف يحتل هذه المكانة أيضاً فى اللغات . ولحساب معامل إرتباط الرتب يمكن إتباع الخطوات الآتية :

١ - احصل على درجات الأفراد فى كل من الإختبارين المراد إيجاد الإرتباط بينهما .

٢ - اعمل جدولاً تضع فيه أسماء الأفراد الذين طبق عليهم الإختباران ثم ضع درجة كل فرد أمام إسمه فى كل من الإختبارين .

٣ - حول هذه الدرجات فى كل من الإختبارين إلى رتب بمعنى أن تضع ترتيباً لكل فرد حسب درجته وبالنسبة لزملائه فى نفس هذه القدرة . وسوف تحل هذه الرتب محل الدرجات الأصلية . وإذا حصل فردان على نفس الدرجة فإن كل منهما يحصل على متوسط الرتبتين . فإذا حصل فردان

على نفس الدرجة وكانت هذه الدرجة تساوى الرتبة الثامنة مثلا فإن كل منهما يصبح ترتيبه كالآتى :

$$\frac{٨ + ٩}{٢} = ٨,٥$$

وتمنح هذه الرتبة لكل منهما ، مع ملاحظة أن الدرجة التى تليهما تأخذ الترتيب أو الرتبة العاشرة . والمفروض فى نهاية الترتيب أن الشخص الأخير يمنح الترتيب النهائى . فإذا كان لديك عينة مكونة من ٢٠ تلميذاً فإن التلميذ الأخير يجب أن يكون ترتيبه العشرين .

٤ - الآن أصبح لديك رتبتان لكل فرد أو زوج من الرتب لكل فرد من أفراد العينة . أوجد الفرق بين هاتين الرتبتين . وسوف يعطى هذا الفرق مجموعاً قدره صفر بعد أخذ الإشارات الجبرية فى الإعتبار .

٥ - ربع كل من هذه الإنحرافات ح لكى تحصل على $ح^٢$.

٦ - اجمع العمود الرابع لتحصل على مج $ح^٢$ أى مجموع مربعات الإنحراف.

٧ - طبق القاعدة الآتية لتحصل على معامل إرتبـــاط الرتب Rho .

$$\rho = 1 - \frac{6\,(\text{مج } ح^2)}{ن\,(ن^2 - 1)}$$

والمثال الآتى يوضح لك هذه الطريقة :

أفراد العينة	الرتبة فى الإختبار الأول	الرتبة فى الإختبار الثانى	(ح) الفرق	($ح^2$)
١ - أحمد	٤	٦	- ٢	٤
٢ - عمر	٢	٢	صفر	-
٣ - عثمان	٣	٤	- ١	١
٤ - نجيب	١	١	صفر	-
٥ - بسيونى	٩	١٠	- ١	١
٦ - فاطمة	٧	٩	- ٢	٤
٧ - ليلى	٥	٧	-٢	٤
٨ - حكمت	٦	٣	٣	٩
٩ - آمال	٨	٥	٣	٩
١٠ - سوزان	١٠	٨	٢	٤

المجموع			٨ - ٨ +	٣٦

وواضح أننا حولنا الدرجات الخام فى كل من الإختبارين إلى رتب ثم تعاملنا مع هذه الرتب فى الجدول أعلاه .

وبتطبيق المعادلة سالفة الذكر نحصل على قيمة الإرتباط وهو [١] :

$$\rho = ١ - \frac{٦(\text{مج } ح^{٢})}{ن(ن^{٢} - ١)} = ١ - \frac{٦(٣٦)}{١٠(١٠٠ - ١)} = ٠,٧٨$$

وكما قلنا هناك أنواع أخرى من الإرتباط منها الإرتباط الثلاثى أى الإرتباط بين ثلاثة عوامل . وفى هذه الحالة نبحث عن إرتباط عاملين على حين يظل العامل الثالث ثابتاً kept constant . فقد نرغب فى معرفة العلاقة بين الذكاء والتحصيل والأخلاق ، فى هذه الحالة نثبت عامل الذكاء ثم نقيس علاقة التحصيل بالأخلاق . وقد نرغب فى معرفة

---

[1] Gronbach , L . J . Essentials Of Psychological testing .

العلاقة بين الوزن والطول والسن . ويعرف هذا بإسم الإرتباط بين ثلاثة عوامل The correlation of three Variables .

وهناك نوع آخر من الإرتباط هو الإرتبــاط الربــاعى Tetrachoric correlation ويستخدم فى حالة وجود أربعة فئات مختلفة . فقد نطبق إختبارين فى العلوم والرياضيات على مجموعة من الطلاب وفى هذه الحالة نقسم التلاميذ إلى أربعــة فئات على النحو الآتى :

١ – تلاميذ ممتازون فى العلــوم وفــى الرياضــيات فئة (أ) .

٢ – تلاميذ ممتــازون فــى العلــوم وضــعاف فــى الرياضيات فئة (ب) .

٣ – تلاميذ ضــعاف فــى العلــوم وممتــازون فــى الرياضيات فئة (ج) .

٤ – تلاميذ ضعاف فى العلوم وفى الرياضيات أيــضاً (د) .

ويمكن توضيح هذه العلاقة بالشكل الآتى :

أ	ب
ج	د

	علـــوم	ممتاز	ضعيف
رياضيات	ممتاز	أ	ب
	ضعيف	ج	د

وتعرف هذه الجداول ذات الفئات الأربعة بإسم الجداول التكرارية المزدوجة ويحسب معامل الإرتباط الرباعى عن طريق إيجاد جيب تمام الزاوية من الجداول الخاصة باللوغاريتمات :

أما معامل الإرتباط الثنائى Biserial correlation فيستخدم عندما تكون المعطيات الموجودة عندنا فى شكل فئات فى أحد المتغيرين وعلى شكل درجات فى المتغير الآخر ، كأن نحصل على درجات الإناث والذكور ، أو المتزوجين وغير المتزوجين ، أو الناجحين والراسبين ، أو العمال الذين تدربوا والذين لم يتدربوا أو الخريجين والذين لم يتخرجوا . وكذلك يقيس هذا النوع من الإرتباط درجات الأفراد على اختبار ما وإجاباتهم على سؤال معين من أسئلة اختبار آخر فيكون لدينا

عدد الأفراد الذين أجابوا على هذا السؤال وأولئك الذين لم يجيبوا ، أو الذين أجابوا بنعم والذين أجابوا بلا ، ومعنى ذلك أن المعطيات فى أحد المقاييس ثنائية .

نعود إلى فكرة تفسير قيم معاملات الإرتباط . عرفنا أن تفسير قيمة معامل الإرتباط تعتمد على الظروف التى حدث القياس فى ضوئها وعلى طبيعة الظاهرة التى نقيسها ، وعلى نوع العينة . . . إلخ . وإلى جانب هذه الإعتبارات هناك جداول أعدها العلماء تحدد مدى دلالة معامل الإرتباط ، أى تقرير مدى وجود إرتباط حقيقى بين المتغيرات أم أن هذا الإرتباط يرجع لعوامل الصدفة البحتة وليس له معنى ويمكن لمن يطبق منهج الإرتباط أن يبحث فى هذه الجداول عما إذا كان معامل الإرتباط الذى حصل عليه ذو دلالة إحصائية من عدمه . وتحتوى هذه الجداول على عدد أفراد العينات وعلى قيمة الإرتباط الواجب الحصول عليه حتى يكون هذا الإرتباط ذا دلالة إحصائية وليس ناتجاً عن عوامل الصدفة وحدها فهناك حد أدنى يجب أن يصل إليه معامل الإرتباط لكى يكون ذا دلالة إحصائية أى لكى يدل على وجود علاقة حقيقية بين المتغيرين ، أو إرتباط حقيقى ويتحدد حجم هذا المعامل تبعاً لحجم العينة التى استخدمت فى القياس ، وبالطبع كلما قل عدد أفراد العينة

كلما وجبت زيادة حجم معامل الإرتباط حتى يكـون ذو دلالـة إحصائية ، وكلما زاد عدد أفراد العينـة كلمـا كـان معامـل الإرتباط ذو الدلالة الإحصائية صغيراً . ومعنى هذا أن معامل الإرتباط المطلوب لكى يكون ذو دلالة إحصائية فى حالة عينة مكونة من ١٠ أفراد يجب أن يكون أكبر حجماً مما لو كانـت العينة المستخدمة ١٠٠ فرداً . فلمعرفة دلالة معامل مـا ، مـا عليك إلا أن تعرف حجم العينة المستخدمة وتبحث فى الجداول المعدة لذلك قرين العدد المقابل لحجم العينة ، وبدلاً مـن أخـذ عدد أفراد العينة نفسه نأخذ عدداً آخر هو عدد درجات الحرية Degrees of freedom وهو عبارة عن عدد أفراد العينـة مطروحاً منه ١ .

درجات الحرية = ن – ١

وإليك جدول لقيم معاملات إرتباط بيرسون ومعـاملات إرتباط الرتب لسبيرمان وحيث أن التجارب فى علـم الـنفس والعلوم الإنسانية تخضع لتأثير كثير من العوامل الطارئة فـإن العلماء يكتفون بمستوى معين من التأكيد ومن صدق المقـاييس الإحصائية ، وفى الغالـب مـا يـستخدم مـستويان أحـدهما عند مستوى ثقة قدره ٩٥% والآخر أكثر دقـة وهـو عنـد

مستوى ٩٩% ثقة . ويتساهل العالم في قبول ٥% لعوامل الصدفة أو ١% لهذه العوامل حسب الدقة التي يطلبها . أما إذا قل معامل الإرتباط عن مستوى ثقة ٩٥% فإننا لا نثق فيه ولا يعتمد عليه . ومستوى الـ ٩٩% يعني أن هناك واحداً في المائة من الإحتمالات أن تكون النتائج صادرة عن الإحتمال والصدفة ، ومستوى الـ ٩٥% يعني أن هناك ٥% لعوامل الصدفة والإحتمالات .

جدول يوضح قيم معاملات إرتباط الرتب أو الفرق في الرتب ذات الدلالة الإحصائية عند مستوى دلالة ٠,٠١ ، ٠,٠٥ [1]

عدد الحالات					
ن	٠,٠٥	٠,٠١	ن	٠,٠٥	٠,٠١
٥	٠,٩٠٠	١,٠٠	١٦	٠,٤٢٥	٠,٦٠١
٦	٠,٨٢٩	٠,٩٤٣	١٨	٠,٣٩٩	٠,٥٦٤
٧	٠,٧١٤	٠,٨٩٣	٢٠	٠,٣٧٧	٠,٥٣٤

---

1 Crilford , J . P . Op . Cit .

٨	٠,٦٤٣	٠,٨٣٣	٢٢	٠,٣٥٩	٠,٥٠٨
٩	٠,٦٠٠	٠,٧٨٣	٢٤	٠,٣٤٣	٠,٤٨٥
١٠	٠٥٦٤	٠,٧٤٦	٢٦	٠,٢٢٩	٠,٤٦٥
١٢	٠,٥٠٦	٠,٧١٢	٢٨	٠,٣١٧	٠,٤٤٨
١٤	٠٤٥٦	٠,٦٤٥	٣٠	٠,٣٠٦	٠,٤٣٢

وواضح أن معامل الإرتباط يتوقف على حجم العينة . فإذا كان لدينا معامل إرتباط قدره ٠,٦١ بين الذكاء والتحصيل وكانت العينة المستخدمة فى القياس ١٥ طالباً فهل يعد هذا الإرتباط ذا دلالة إحصائية أم لا ؟

بالرجوع إلى الجدول السابق نجد أن معامل الإرتباط المطلوب عند درجات الحرية ١٤ يساوى ٠,٤٥٦ عند مستوى ٥% ، ٠,٦٤٥ عند مستوى ١% . إذن هذا الإرتباط ليس له دلالة عند مستوى ١% ولكن له دلالة عند مستوى ٥% . ويلاحظ أن حجم الإرتباط المطلوب يقل كلما كبر حجم العينة . وهذه إحدى مزايا استخدام الباحث لأعداد كبيرة فى أبحاثه . ويلاحظ أن الجدول السابق مخصص لمعامل إرتباط الرتب ، أما إذا كان معامل الإرتباط الذى حصلنا عليه هو إرتباط بيرسون فإن الجدول الآتى هو الذى يستخدم :

فإذا فرض أننا حصلنا على معامل إرتباط قــدره ٠,٤٥ بين الذكاء والتحصيل فى الحساب واستخدمنا عينة قدرها ١٠١ طالباً فهل يعد هذا الإرتباط دليلاً حقيقياً على وجود علاقة بــين الذكاء والتحصيل الحسابى .

١% دلالة إحصائية

درجات الحرية	٥%	١%	درجات الحرية	٥%	١%
١	٠,٩٩٧	١,٠٠٠	٢٤	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦
٢	٠,٩٥٠	٠,٩٩٠	٢٥	٠,٣٨١	٠,٤٨٦
٣	٠,٨٧٨	٠,٩٥٩	٢٦	٠,٣٧٤	٠,٤٧٨
٤	٠,٨١١	٠,٩١٧	٢٧	٠,٣٧٦	٠,٤٧٠
٥	٠,٧٥٤	٠,٨٧٤	٢٨	٠,٣٦١	٠,٤٦٣
٦	٠,٧٠٧	٠,٨٣٤	٢٩	٠,٣٥٥	٠,٤٥٦
٧	٠,٦٦٦	٠,٧٩٨	٣٠	٠,٣٤٩	٠,٤٤٩
٨	٠,٦٣٢	٠,٧٦٥	٣٥	٠,٣٢٥	٠,٤١٨
٩	٠,٦٠٢	٠,٧٣٥	٤٠	٠,٣٠٤	٠,٣٩٢

درجات الحرية	%٥	%١	درجات الحرية	%٥	%١
١٠	٠,٥٧٦	٠,٧٠٨	٤٥	٠,٢٨٨	٠,٣٧٢
١١	٠,٥٥٣	٠,٦٨٤	٥٠	٠,٢٧٣	٠,٣٥٤
١٢	٠,٥٣٢	٠,٦٦١	٦٠	٠,٢٥٠	٠,٣٢٥
١٣	٠,٥١٤	٠,٦٤١	٧٠	٠,٢٣٢	٠,٣٠٢
١٤	٠,٤٩٧	٠,٦٢٣	٨٠	٠,٢١٧	٠,٢٨٣
١٥	٠,٤٨٢	٠,٦٠٦	٩٠	٠,٢٠٥	٠,٢٦٧
١٦	٠,٤٦٨	٠,٥٩٠	١٠٠	٠,١٩٥	٠,٢٥٤
١٧	٠,٤٥٦	٠,٥٧٥	١٢٥	٠,١٧٤	٠,٢٢٨
١٨	٠,٤٤٤	٠,٥٦١	١٥٠	٠,١٥٩	٠,٢٠٨
١٩	٠,٤٣٣	٠,٥٤٩	٢٠٠	٠,١٣٨	٠,١٨١
٢٠	٠,٤٢٣	٠,٥٣٧	٣٠٠	٠,١١٣	٠,١٤٨
٢١	٠,٤١٣	٠,٥٢٦	٤٠٠	٠,٠٩٨	٠,١٢٨
٢٢	٠,٤٠٤	٠,٥١٥	٥٠٠	٠,٠٨٨	٠,١١٥
٢٣	٠,٣٩٦	٠,٥٠٥	١٠٠٠	٠,٠٦٢	٠,٠٨١

بالرجوع إلى الجدول عند درجات الحرية المساوية لـــــ ١٠٠ نجد أن معامل الإرتباط الواجب الحصول عليه لكى يكون الإرتباط ذا دلالة إحصائية هــو ١٩٥ عنــد مــستوى ٥% ، ٠,٢٥٤ عند مستوى ١% .

وحيث أن معامل الإرتباط الذى حصلنا عليه أكبر مــن كلاهما فإذن هذا الإرتباط له دلالة إحصائية عند مستوى ١% . والإرتباط بين هذين المتغيرين حقيقى ولــيس نتيجـــة لعوامــل الصدفة وأخطاء القياس والتجريب .

نحن نعرف أن القياس النفسى لابـــد وأن يعتمـــد علـــى بعضُ المبادئ الهامة منها الموضوعية والدقـــة ، بمعنـــى ألا يتأثر الباحث فى وصفه للظاهرة التى يقيمها أو فـــى تفـــسيرها بميوله الذاتية أو آرائه الشخـــصية أو تعـــصباته أو تحيزاتـــه أو حتى عقائده وأفكاره وتجاربه الخاصة إنما يسجل الوقائع كما هى موجودة بالفعل لا كما يريدها أن تكون ، كذلك من مبادئ القياس الجيد أن تكون الإختبارات والأدوات المستخدمة صادقة بمعنى أنها تقيس فعلاً السمة المراد قياسها ولا تقـــيس عرضـــاً سمات أخرى ، ويجب أيضاً أن تكون ثابتة بمعنـــى أن تعطـــى نتائج ثابتة كلما أعيد تطبيقها على نفس الأفراد وتحـــت نفـــس الظروف . كذلك ينبغى أن تكون رسائل القياس مقننة بمعنـــى أن يكون للإختبار معايير تفسر بها النتائج التى تحصل عليهـــا عند تطبيقه ، وأن تكون جميع خطوات إجراء الإختبار محـــددة تحديداً قاطعاً بحيث يطبقها كل من يستخدم الإختبار.

وبذلك يمكن مقارنته بنتائج البحـــاث المختلفـــين الـــذين يتبعون نفس الخطوات فى سير البحث .

إن علماء النفس يهتمون بفهم الإنسان ككل ، كما يهتمون بالتنبؤ بسلوكه ككل أيضاً ويهتمون بالتحكم فى هذا السلوك ، وإلى جانب هذا الإهتمام بالإنسان ككل هناك إهتمامات أخرى لعلماء النفس وهى الرغبة فى فهم جوانب نوعية محددة جزئية من سلوك الإنسان .

فعلماء النفس يحاولون أن يعرفوا أنواع السلوك الجزئية التى تترابط معاً أو تلك التى تظهر معاً أو تختفى معا ، أو ما هى الإستجابات التى تظهر معاً وتلك التى تختفى معاً كذلك يهتمون بمعرفة أى نوع من السلوك يظهر عندما يوجد الفرد فى موقف معين . ومن أمثلة هذه المشكلات النوعية المحددة التى يحاول علماء النفس إيجاد حلول لها ما يلى :

١ - هل يتعلم الفأر الجائع الخروج من المتاهة Maze التى يوضع فيها أسرع من الفأر الشبعان Well – Fed – rat ؟ .

٢ - هل يستطيع الطالب الجامعى المستجد القلق استقبال المعلومات العلمية بنفس الدقة التى يستقبلها زميله المستريح Comfortable Colleague .

٣ – هل استذكار المادة ككل أسهل من استذكارها جزءاً جزءاً ؟

وبعبارة أخرى هل يحفظ الطالب قائمة من المقاطع عديمة المعنى Nonmeans Syllables أسرع إذا أخذ في حفظها كلها ككل دفعة واحدة عن إذا جزأها إلى أجزاء صغيرة واستذكرها جزءاً جزءاً ! .

٤ – هل التعزيز المنظم أكثر تأثيراً في التعلم من التعزيز غير المنظم ؟

وبعبارة أخرى هل يدفع الحيوان الذى تعلم طريقة دفع رافعة معينة كلما تلقى كمية من الطعام ، هل يدفع هذه الرافعة أسرع إذا تلقى تعزيزاً منظماً أم تعزيزاً غير منظم Regular or irregular reward ؟ .

٥ – فى أى عمر يتمكن الطفل من أن يربط حذاءه بدرجة كافية من المهارة ؟

٦ – ما الفروق التى تنتج فى الإحساس Sensation إذا غيرنا ذبذبة مثير صوتى ما من ١٠٠٠ ذبذبة فى الثانية إلى ١٢٠٠ ذبذبة فى الثانية ؟ Vibrations per Second .

٧ - هل تبقى الصورة الذهنية لمدة طويلة فى ذهن الفرد إذا تعرض لضوء براق أو ضوء لامع أو ساطع ، أكثر مما لو كان الضوء داكناً ؟ .

٨ - هل يعتدى الأطفال المحبطون فى دوافعهم على بعضهم البعض أكثر من الأطفال الذين أشبعت دوافعهم وحاجاتهم ؟ أى ما هو أثر الإحباط والفشل على العدوان Aggression ؟ .

٩ - هل يستجيب الفرد أسرع لمثير سمعى Auditory أم لمثير بصرى Visual ، أيهما أكثر قدرة على حدوث إستجابة الفرد : المثيرات الصوتية أم البصرية ؟ .

وهكذا بالنسبة لآلاف من المشكلات السلوكية التى يهتم بها علماء النفس والتى لابد من دراستها فى ضوء الضبط التجريبى والدقة والموضوعية .

ومن أولى خطوات البحث العلمى تعريف المتغيرات أو العوامل أو السمات أو الظواهر التى يتناولها البحث . فالظاهرة التى ندرسها لابد من تعريفها Definition تعريفاً إجرائياً موضوعياً دقيقاً ، ولابد أيضاً من الإعتماد على

المقاييس الكمية Quantification وليست العبارات الوصفية اللفظية ومعنى ذلك الإعتماد على الوسائل الإحصائية .

ففى المسائل السابقة يجد الباحث نفسه أمام مجموعة من المصطلحات التى لابد أن يعرفها ويحددها ويصفها وصفاً دقيقاً منها ما يلى :

الجوع	Hunger
سرعة التعلم	Speed of learning
القلق	Anxiety
دقة الإدراك الحسى	Accuracy of perception
المكافأة المنتظمة	Regular reward
المكافأة غير المنتظمة	Irregular reward
المهارة فى ربط الحذاء	Skill at tying shoes
الإحساس	Sensation
الصورة الذهنية الدائمة بعد الإحساس	Long – lasting – afterimage
الأطفال المحبطون	Frustrated children
العدوان	Aggression
زمن الرجع	Reaction time

المثير السمعى	Auditory stimulus
المثير البصرى [1]	Visual stimulus

بعض هذه المتغيرات أو المصطلحات Terms يمكن تعريفها وتحديدها وقياسها بسهولة . فنحن نستطيع أن نتعرف على طبيعة مثير سمعى ما ، فهناك بعض الأجهزة الإلكترونية التى تصدر صوتاً ما ذا كثافة أو شدة معينة أو ذا تكرار معين كما يريده الباحث وذلك بمجرد إدارة قرص بسيط فى هذا الجهاز . ولكن الصعوبة قياس الإحساس الذى يتركه هذا المثير ، إننا نريد أن نعرف العلاقة بين حدوث تغير فى شدة المثير والتغير الذى يحدث فى الإحساس هل يحدث تغير فى الاحساس بنفس المقدار أو الكم الذى يحدث به التغير فى المثير ؟ .

هل يتمشى التغير الذى يحدث فى كثافة المثير مع التغير الذى يتبعه فى الإحساس ؟ .

لقد علماء النفس بعض المقاييس السيكوفسيولوجية Psychophysical scales لقياس أبعاد الوعى أو الشعور . Consciousness

[1] Sanford , F. H ., Psychology : a pcientific Stuody of Man

وإذا أخذنا زمن الرجع ، هل حقيقة يعتبر هذا المتغير سهل القياس ، هل نستطيع حقيقة أن نقيس المسافة أو الفترة الزمنية بين سماع الفرد صوتاً معيناً وقيامه بالضغط على زر معين قد يكون هذا فى حد ذاته سهلا ولكن الصعوبة عندما يكتشف أن الشخص المعين ليس له معدلاً واحداً لزمن الرجع فى الموقف الواحد . فإذا كررنا تجربة ما فإننا نحصل على درجات ولا نستطيع أن نحدد زمن الرجع الحقيقى لهذا الفرد .

كيف نستطيع إذن أن نقارن مجموعة من استجابات هذا الفرد فى موقف معين بمجموعة أخرى فى موقف آخر ؟ .

إن البحوث العملية تحتاج إلى ما يلى :

١ – تعريف المتغيرات أو العوامل أو الظواهر المراد إجراء التجربة عليها .

٢ – تصميم التجربة تصميماً دقيقاً .

٣ – ضبط العوامل والمتغيرات المتعلقة بالتجربة .

٤ – قياس الإستجابات قياساً دقيقاً .

٥ – تسجيل النتائج .

إننا لا نستطيع أن نتغلب على مشكلات المقارنة واستخلاص النتائج من البحوث النفسية إلا بإستخدام الأساليب الإحصائية Statistical methods .

إستخلاص النتائج فى البحوث النفسية Inference :

عندما نقيس ظاهرة سيكولوجية ، فإننا لابد وأن نتأكد من معرفة ماذا نقيس What to measure أى لابد من تصريف الظاهرة ، وفى نهاية التجربة نريد أن نتأكد من أننا قد قسنا فعلا ما كنا ننوى قياسه ، كذلك نريد أن نتأكد من نوع العلاقة الموجودة بين العوامل التى شملتها التجربة ، هنا لابد من فصل العوامل المستقلة Independent Variables أى العوامل التى يدرس أثرها على السلوك والعوامل المعتمدة أى التى تقوم بملاحظتها Dependent Variables لمعرفة هذه الأمور لابد من دراسة التصميم التجريبى Experimental design ودراسة الإستدلال الإحصائى Statistical inference .

فى تحديد العوامل المراد قياسها لابد أن نتعامل مع الفروض العلمية Hypotheses . ويقصد بالفرض حل مبدئى للمشكلة المراد دراستها أو معرفة أسبابها وعللها وظروفها

وملابساتها أى تفسيرها بوضع غرض معين ، كأن نقــول أن الفقر هو المسؤول عن وقوع جرائم الأحداث . وإن قيمـــة أى بحث علمى تتوقف على طبيعة الفرض المستخدم على دلالـــة .
إن قدرة السيكولوجى على الإبتكار والخلق تبدو أكثر ما تبـــدو فى الفروض التى يصيغها . إنه يمتص المعارف والمعلومات المتوفرة فى مجال معين من مجالات علم النفس ، ثـــم يـــدرك المشاكل التى لم تحل فى هذا المجال والتى لها أهمية وحيويـــة بالنسبة للمشتغلين بهذا الميدان (Unanswered questions) وهنا يبدأ يقرأ ويبحث ويفكر ويناقش غيره من العلماء ثم يصل إلى إحتمال وجود علاقة ما ذات دلالة علمية .

وقـــد يجـــرى تجربـــة إســـتطلاعية أو إستكـــشافية Exploratory للحصول على معلومات أولية للمـــشكلة التـــى يفكر فى بحثها . وبعد ذلك يصيغ فرضه فى صيغة واضـــحة دقيقة وقابلـــة للقيـــاس In a clear and testable form أى قابلة للتحقيق التجريبـــى Experimental verification أى إجراء التجربة التى إما أن تؤيد فرضه وتدعمه ، أو ترفـــضه وتتعارض معه . فالتجربة هى صاحبة الكلمة النهائية الحاســـمة والأخيرة التى يترتب على أساسها إما تعديل الفرض أو حذفـــه أو الإبقاء عليه وقبوله كتفسير نهائى للظاهرة المراد دراستها .

وينبغى أن يكون الفرض قابلاً للتحقيق التجريبى بمعنى ألا يكون فرضاً فلسفياً أو غامضاً أو عاماً بحيث يصعب إخضاعه للتجربة . فالفروض الغيبية أو الغامضة أو العامة أو الفلسفية لا تصلح للبحث العلمى .

عندما ينجح الباحث فى صياغة فروضه العلمية فإنه يفكر بعد ذلك فى إجراء التجربة التى ينبغى أن تتصل إتصالاً مباشراً بنوع العلاقة التى يقيسها . بمعنى أن المعلومات التى تعطيها التجربة تتصل بموضوع الفرض المراد التحقق من صحته .

ولمعرفة معنى الفرض العلمى نعرض خطوات المنهج العلمى كلها لكى يدرك القارئ منزلة الفرض العلمى منها فالتفكير العلمى يتضمن الخطوات الآتية :

١ - تحديد الظاهرة المراد قياسها ووضعها أو تحديد المشكلة تحديداً دقيقاً .

٢ - فرض الفروض أى وضع الحلول العلمية المبدئية التى تفسر الظاهرة أو المشكلة .

٣ - التحقيق العلمى من صحة هذه الفروض عن طريق إجراء التجارب وجمع الأدلة والشواهد .

وينبغى أن يبتكر من الوسائل ما يضمن ضبط Control جميع العوامل المعتمدة Dependent Variables أو علـــى القليل فى أقصى عدد ممكن من هذه العوامل . وبعد التحكم فى العوامـــل المعتمـــدة يبـــدأ فـــى تنـــاول العوامـــل المـــستقلة Independent Variables ثم يشاهد النتيجة .

ومن أمثلة المتغيرات المعتمدة التى ينبغى التحكم فيهـــا ظروف الإضاءة والتهوية والحرارة والرطوبـــة والـــضوضاء المحيطة بالفرد فى أثناء إجراء التجارب عليه .

وفى دراسة أثر الذكاء على تحصيل التلاميذ العوامـــل المعتمدة فى مثل هذه التجربة تكون طرق التـــدريس والمـــادة الدراسية والساعات المخصصة للإستذكار . بمعنى ضـــرورة خضوع جميع التلاميذ لنوع واحد من طرق التدريس ودراســـة مادة واحدة بعينها ولمدة ساعات محددة ثم نقارن بين تحـــصيل أطفال من ذوى مستويات مختلفة من الذكاء .

والآن لنفرض أن باحثاً ما إعتقـــد أن مـــسألة الدافعيـــة Motivation ذات أهمية كبيرة فى سلوك الحيوان . ولنفرض أنه إعتقد أن كمية الطعام التى يتناولها الحيوان تتوقف على عدد الوجبات التى يتناولها ، كأن يفترض أن الفأر مثلا الذى يعيش على نظام تغذية بحيث يقدم له الطعام مرة واحدة كل ٢٤ ساعة

إن هذا الفأر سوف يتناول غذاء أكثر من الفأر الـــذى يتنـــاول وجباته الغذائية فى اليوم كالآتى :

١ – الساعة ١٠ صباحاً a.m

٢ – الساعة ٢ مساء p . m

٣ – الساعة ٤ مساء p . m

وعلى ذلك فإنـــه يختـــار ١٠ فئـــران ويطعمهـــا فـــى الساعة ٩ a . m فى كل يوم ، ثم يختار ١٠ فئـــران أخـــرى ويطعمها بنظام الساعة ١٠ ، ٢ ، ٤ . وبعد خـــضوع هـــاتين المجموعتين من الحيوانات لهاتين الطريقتين فى التغذية لمـــدة أسبوعين يقوم الباحث بعملية القياس أو الإختبار .

يقوم الباحث بقياس كمية الطعام التى تناولها كل فرد من أفراد المجموعتين فى خلال الأربع والعشرين ساعة فى مـــدة أسبوعين .

ولقد وجد أن الفئران التى تأكل مرة واحدة فى الأربـــع والعشرين ساعة أى تلك التى تأكل الساعة التاسعة وجدها تأكل كميات أكثر من الفئران التى تتناول ثلاثة وجبات فى اليوم .

وعندئذ يصيح هذا الباحث قائلاً : لقد برهنت على صحة الفرض-ولكنه إذا سجل هذه النتيجة ضـــمن الأدب أو التـــراث

العلمى فإنه سيكون مثارا للضحك والسخرية لأنه لم يصمم التجربة التى تبرهن على صحة قضيته أو عبارته : إن الفئران التى تأكل مرة واحدة فى اليوم تأكل كمية أكبر من تلك الفئران التى تأكل ثلاثة مرات فى اليوم . والسبب فى ذلك هو وجود بعض نقاط الضعف فى هذه التجربة منها ما يلى :

١ - من الجائز أن تكون إحدى المجموعات أكبر سنا من المجموعة الأخرى ولذلك تأكل كمية أكبر بسبب النضج أو النمو وليس بسبب تغير طريقة الغذاء أو ربما تأكل كمية أقل بسبب التقدم فى السن .

٢ - من الممكن أن تكون إحدى المجموعات قد إحتوت على فئران ذكور أكثر مما إحتوته المجموعة الأخرى ولذلك ربما تأكل كمية أكثر أو أقل من المجموعة الثانية.

٣ - من الجائز أن تكون جميع الفئران تهوى الأكل بكميات كبيرة فى الساعة التاسعة بالذات بمعنى أن الفئران قد تفضل الطعام عند هذه الساعة أكثر مما تفضله فى أى وقت آخر من النهار وعلى ذلك فلا ترجع كمية الطعام إلى الفاصل الزمنى بين الوجبات ، ولكن ترجع إلى الوقت الذى يتناول فيه الحيوان الطعام .

٤ – من الممكن أيضاً أن تكون إحدى المجموعات فى حالة صحية أفضل من المجموعة الأخرى ولذلك تأكل أكثر .

٥ – من الممكن أن يكون أفراد إحدى المجموعات أكبر حجماً أو أثقل وزناً ولذلك تأكل أكثر .

وهكذا من الممكن أيضاً أن يختلف نوع الطعام أو طرق تقديمه أو يختلف نشاط الفئران وحركتها اليومية مما يسبب شعورها بالجوع ، هل يرجع التغير الذى نلاحظه فعلاً إلى العوامل المراد قياسها ؟ ، إننا لا نستطيع أن نجزم بذلك ما لم نضبط جميع المتغيرات التى يحتمل أن تؤثر فى النتيجة التى نلاحظها ، إننا فى هذه التجربة لابد أن نضبط عوامل مثل الجنس والسن والظروف الصحية والوزن والحجم وأوقات تناول الطعام .

ويستطيع القارئ أن يفكر فى كثير من المشكلات النفسية والإجتماعية والإقتصادية وأن يصمم لها التجارب التى تفسرها وأن يتحكم فى العوامل التى تؤثر فى نتائج ملاحظاته أو تجاربه . وإذا إستطاع القارئ أن يتدرب على مثل هذا النوع من التفكير التجريبى فإنه ينمى فى نفسه القدرة على التفكير العلمى وتصميم البحوث العلمية وفهمها ، وسوف يقدر الجهود الضخمة التى تبذل فى وضع أى قضية علمية حول أى مشكلة

وسوف تدربه على ألا يصبغ أية قضية ما لـم تكـن مدعمـة بالأدلة العلمية أو على القليل قابلة للتأييد العلمى . وينبغـى أن تصبح هذه القدرة العلمية سمة أساسية مـن سـمات شخـصية الطالب والباحث والمفكر .

ولكن ما زالت هناك صعوبات تواجه هـذه التجربـة . فلنفرض أننا نجحنا فى تميم تجربة سليمة مع ضـبط العوامـل المسئولة ، ما زلنا نواجه صعوبة التعميم والإنتقال من مجـرد دراسة ٢٠ فأراً إلى الفئران ككل : هل نستطيع أن نضع قضايا عن كل الفئران من مجرد دراسة ٢٠ فأراً فقط ؟ إن مثل هـذا الإستدلال Inference لا يخلو من المغالاة .

كالقول بأن جميع القاهريين كرماء لأننى شاهدت أحدهم مرة واحدة وهو يظهر نوعاً من الكرم . إن هذه المشكلة نجـد لها حلاً فى الإستدلال الإحـصائى Statistical Inference ، دون أن نتعمق فى هذا الموضوع نقول أننا ببساطة نقارن هذه النتيجة التى حصلنا عليها بما يمكن أن نحـصل عليـه بفعـل الصدفة وحدها By chance alone

هل من المحتمل أن تؤدى عوامل الصدفة والخطأ فـى إختيار هذه العينة من الفئران إلى الحصول علـى مثـل هـذه النتائج ؟ إذا كان الأمر كذلك فإننا لا نملك من المعطيـات مـا

يسمح لنا بالحديث عن كل الفئران فى كل الأماكن . هناك طرق إحصائية معروفة لمقارنة النتائج التى حصلنا عليها من التجربة بالنتائج المحتمل الحصول عليها بمجرد الصدفة والخطأ فى القياس وفى إختيار العينة ، وعن طريق مثل هذه الأساليب نستطيع أن ننتقل من الحديث عن مجموعة قليلة من الأفراد إلى كل الأفراد إذا أردنا أن نعرف حقيقة ما هى نتائج تجاربنا فإننا لابد أن نحكم فهم وإستخدام الأساليب الإحصائية .

ومهما يقال من دقة أساليب القياس والتقويم والتقدير التى نتبعها فإنها فى ذاتها لا تعطى أكثر من إنطباعات ، ولكن إذا أردنا التعمق فيما لدينا من معطيات فلابد من إستخدام المناهج الإحصائية .

إن أخصائى علم النفس المحترف لابد وأن ينمى فى نفسه المهارة والكفاءة الإحصائية والإلمام بإستخدام الأساليب والطرق الإحصائية . إن المعرفة الإحصائية ضرورية للأخصائى النفسى فى ناحيتين :

أولاً : الإستمرار والتقدم فى أبحاثه هو .

ثانياً : فى القدرة على قراءة ما يكتبه زملاؤه علماء النفس من بحوث وكتب ومراجع .

لابد له من معرفة لغة الإحصاء التى يكتب بها علمـــاء النفس فى الوقت الحاضر لقد أصبح الإحصاء لغة علم الـــنفس الكمية Quantitative Language . ولغة الكم هى اللغـــة التى تتكلم بها كل العلوم الحديثة .

التجربة العلمية

عندما يقوم السيكولوجى بإعداد تجربة ما فإنـــه يتنـــاول البيئة بالتغيير والتعديل ويتحكم فيها بحيث تظهر أمامـــه تلـــك الظواهر التى يريد ملاحظتها بصورة جلية واضحة ومتميـــزة ومباشرة ، وفى الوقت الذى يريدها أن تظهر فيه . فهـــو يعـــد التجربة بحيث تبدو الظاهرة بعد ترتيب البيئة فى الوقت الـــذى يكون فيه هو أكثر إستعداداً للملاحظـــة والتـــسجيل . إن هـــذا الضبط هو الذى يجعل من التجربة سيدة العلم . وإن كان هناك بعض المواقف التى يلجأ فيها العلماء إلى أساليب غير التجربة لحل مشكلات يصعب فيها إجراء التجارب ، ولكن ليس معنـــى ذلك أن هذه الطرق أفضل من التجربة ولكن لجوء العالم إليهـــا يكون بحكم الضرورة فقط .

وعلى الرغم من الإعتراف بأهمية التجربة إلى أننـــا لا ينبغى أن نلجأ إليها وإنما نلجأ إلى التجريب فقط فى حالة وجود ضرورة تدعو إلى ذلك ففى حالة وضـــوح الأفكـــار وتـــوفر المعلومات لدينا عن موضوع معين فلا ينبغى أن نضيّع الوقت فى إجراء التجارب حول هذا الموضوع ، فإذا كـــان معروفـــاً ومقرراً أن طول الشخص مثلاً لا يؤثر على نوع الجريمة التى يرتكبها فإننا لا ينبغى أن نستمر فى إجراء التجارب التى تثبت

صحة هذا . هناك كثير من الخطوات التى ينبغى أن تتم قبل إجراء التجربة ، منها تصنيف الظواهر ووضعها فى فئات وتصنيف أسباب هذه الظواهر ، وملاحظة أوجه الشبه وأوجه الإختلاف أو إجراء الملاحظات الدقيقة .

إن التجربة تتطلب إستحضار أو إستدعاء الظاهرة وحدوثها صناعياً أمام عين العالم الملاحظ .

ولكن الموقف يختلف بالنسبة لعالم الفلك لأنه لا يستطيع أن يجعل النجوم وغيرها من الأجرام السماوية تتحرك أو تتوقف أو تسرع أو تبطئ من حركتها ، كما لا يستطيع أن يصنع نجوماً أخرى تقوم بوظائف الأجرام السماوية الطبيعية أمامه بحيث يلاحظها متى يريد . فعالم الفلك Astronomer يجب أن يبقى ملاحظا فقط Observer ، إنه مضطر أن ينتظر حتى تحدث الظواهر أو الأحداث التى يرغب فى ملاحظتها ، إنه لا يستطيع أن يصنع خسوف القمر أو كسوف الشمس وإنما يساعده ، لحسن الحظ حقيقة أخرى هى إنتظام الظواهر الطبيعية فى الحدوث أو اطراد حدوثها ، فالظواهر الفلكية تحدث بطريقة منتظمة Regular وتتكرر مرة تلو الأخرى وما على الفلكى إلا أن يسجل ويلاحظ ويقيس هذه الظواهر .

الطرق غير التجريبية فى الملاحظة :

Non – Experimental Methods of Observation

إن علم النفس علم حديث النشأة بالقياس إلى غيره من العلوم الأخرى ، كذلك فإن موضوع دراسته موضوع بالغ الصعوبة والتعقيد ، ولذلك فإن هناك بعض الأساليب غير التجريبية التى ما زالت مستخدمة فى هذا المجال . ومن هذه الأساليب أسلوب دراسة المجال The field study وهو أسهل أسلوب من أساليب الملاحظة حيث يضع الباحث نفسه فى وسط الناس اللذين يرغب فى دراستهم ثم يلاحظ أو يراقب ما يحدث . فقد يضع نفسه فى إحدى قاعات الدراسة لكى يلاحظ سلوك الطلاب ولكى يسمع الموضوعات التى نتناولها كما يلاحظ مظاهر سلوكهم . وبعد هذه الملاحظة يقوم بتصنيف ما لاحظه .

إننا نستطيعأن نحصل على الكثير من المعلومات عـــن الطبيعة الإنسانية عن هذا الطريق ونستطيع أن نضع كثيراً من الفروض المبدئية التى تصمم بعد ذلك التجارب للتحقـــق مـــن صحتها أو بطلانها . ولكن هذه الطريقة وحدها لا تضع أيـــدينا على القوانين التى تفسر السلوك .

والجدول الآتى يوضح إحدى الملاحظات التى تناولت ضحك مجموعة من الأطفال الصغار وإبتساماتهم . ولقد قسم الباحث المجموعة إلى مجموعتين : صغار السن وتتراوح أعمارهم من ١٨ – ٣٢ شهراً وكبار السن وتتراوح أعمارهم من ٣٢ – ٤٨ شهراً .

	الضحك	الإبتسامة
صغار السن	٤٢١	١٤٠
كبار السن	١١٥١	٣٦٠

ولقد إفترض الباحث فى هذه الملاحظة أن إبتسامة الطفل عندما يرى شخصاً آخراً أو طفلاً آخراً وهو يبتسم دليل على الوعى الإجتماعى Social Awareness أى إستجابة الطفل الرضيع لمداعبات وإبتسامات الآخرين .

من الطرق الأخرى الشائعة فى علم النفس طريقة المسح The Survey Method وطريقة المسح من طرق الملاحظة ، وإن كانت الملاحظة أكثر إنتظاماً ودقة . وهذه الطريقة عبارة عن قيام الباحث بإختيار عينة Sample من الناس ثم توجيه الأسئلة المقننة إليهم ، ثم بعد ذلك يلخص النتائج التى يحصل عليها ، بمعنى حصر عدد تكرارات كل

إستجابة من الإستجابات التى حصل عليها للأسئلة التى إستخدمها كأن يوجد عدد الأشخاص الذين قالوا نعم والذين قالوا لا لسؤال معين . وفى الغالب ما يعرض هذه التكرارات Frequencies فى شكل نسب مئوية وذلك طبقاً لعوامل مختلفة مثل جنس أفراد العينة وسنهم ومستواهم الثقافى ومذهبهم السياسى وطبقاً لمناطقهم الجغرافية والطبقة الإجتماعية وغير ذلك من العوامل التى يستطيع الباحث أن يصنف المعلومات التى يحصل عليها طبقاً لها ومن أمثلة هذه الدراسات المسحية معرفة آراء الناس تجاه بعض الموضوعات الهامة كأن تسألهم هل يوافقون على إنشاء مدارس ثانوية مختلطة تضم كلا الجنسين ، أو تسأل الفلاحين عن رأيهم فى قانون الإصلاح الزراعى أو رأى العمال فى قانون التأمينات الإجتماعية ، أو الموظفين عن رأيهم فى نظام العمل حتى الساعة الخامسة . أو تسألهم هل يعتقدون أن حالة الإسكان سوف تتحسن أم تسوء خلال الخمس سنوات القادمة ، وبالمثل الحالة التموينية أو حالة المواصلات وبعد أن تحصل على الإستجابات تضعها فى شكل نسب مئوية توضح الموافقين والمعارضين أو المؤيدين والمخالفين وهكذا .

وهذه الطريقة مفيدة جداً في معرفة آراء الناس وإتجاهاتهم وفى وصف هذه الإتجاهات . ولكنها لا تضع أيدينا على أسباب هذه الإتجاهات التى يعتنقها الناس ، ومعنى ذلك أننا لا نصل إلى العلاقة السببية أو علاقة العلة والمعلول Cause -and -effect relationship .

الطريقة الإكلينيكية : The Clinical Method

يقصد بالمناهج الإكلينيكية تغيير سلوك الفرد عن طريق مساعدته فى حل المشكلات التى يعانى منها . أحياناً يستفيد أخصائى العلاج النفسى بالقوانين السيكولوجية فى تشجيع المريض على الإتيان بالسلوك المقبول إجتماعياً والمرغوب فيه . وعندما يستخدم السيكولوجى هذه القوانين السيكولوجية المعروفة فى تحقيق سعادة الإنسان فإنه فى ذلك يشبه العالم التطبيقى An Applied Scientist .

ولكن لسوء الحظ لا توجد قوانين علمية لتفسير كل جوانب السلوك الإنسانى فهناك جوانب كثيرة ما زالت مجهولة وإن كان البحث العلمى آخذ فى الإقتراب من هذه الجوانب ، ولكن ينبغى أن نعترف أن هناك مجالات ما زالت فى حاجة إلى البحث العلمى .

عندما يجابه الأخصائى النفسى بإحدى هـذه الجوانـب فماذا يفعل ؟ ماذا يفعل عندما تواجهه مشكلة لا توجـد لـدينا معلومات علمية كافية عنها ؟ .

إنه يرتد إلى خبرته السابقة وإلى حدسـه أو بـصيرته أو إلى أى شئ آخر يعتقد أنه يساعد المريض . إن أخـصائى علم النفس الإكلينيكى يعمل أخصائياً لمـساعدة المرضـى ولا يعمل لكونه عالماً . وواضح أننا نلاحظ أن نشاط الـسيكولوجى فى علم النفس الإكلينيكى خليط من العلم والفن معاً .

وإلى جانـب ذلـك فـإن أخـصائى العـلاج النفـسى Clinician بحكم إعداده العلمى وخبرته يعتبر ملاحظاً دقيقاً . فغالباً ما يرى فى سلوك الفرد أشياء لا يراها غيره مثل هـذه الملاحظات تساعده فى علاج الحالة ، وفـى نفـس الوقـت تساعدنا فى وضع الفروض العلمية . ولكن لا ينبغى أن نتوقف عند حد إستخلاص الفروض من الملاحظة الإكلينيكية دائماً لابد من إقامة التجربة الدقيقة للوقوف على صحة هـذه الفـروض أو بطلانها .

لماذا نجرى التجربة ؟

هناك كثير من المواقف والأحداث أو الإستجابات التـي يريد العالم أن يعرف كيف تحدث هذه الأحداث ولماذا تحدث ، بعبارة أخرى أنه يريد أن يعرف كيفية حدوث هذه الظـواهر ، كما يريد أن يعرف عللها أو أسبابها . فالعالم يـسأل مـا هـي أسباب السلوك ؟ وفى مجال السلوك تكون هذه الأسباب عبارة عن مثيرات ، ولهذه المثيرات إسـتجابات . ومعنـى ذلـك أن السيكولوجى يبحث فى العلاقة بين العلة والمعلول أو بين السبب النتيجة أو بين المثير والإستجابة S – R . ويعتبر إكتـشاف قانون المثير والإستجابة حدثاً هاماً فى شرح السلوك وتفسيره . إن الطفل الصغير يريد أن يعرف ماذا يحـدث إذا فعـل كـذا أو كذا أى أنه يدرك قانون العلية ، فهو يقول لنفسه إذا بكيـت فإن والدى سوف يأتيان مسرعين ، وأننا نجد الطفل الـصغير يجول ويصول فى بيئته المحدودة محاولاً إكتشاف أسـرارها ، وإرتياد مجاهلها ، ومعرفة العلل والمعلولات فيها ، فهو يـسأل نفسه ما الذى يجعل هذه الساعة تحدث هذا الـصوت ؟ كيـف تتحرك هذه الماكينة ؟ هل أنا أكثر قوة من محمد ؟ هل سـيجن جنون المدرس إذا قذفت هذه الكرة فى وسط الفصل ؟ .

عندما يصمم الباحث تجربته فإنه يرتب الظروف بحيث تساعده على ملاحظة ما يريد ملاحظته فى الوقت الذى يريد أن يلاحظه ولو فرض وكان هناك إمتدادا زمنيا لا متناهيا لاستطاع الباحث أن يجلس ساكتاً حتى تحدث الظاهرة التى يريد دراستها ، ولكن هذا أمر محال ، ولذلك فإن العالم لابد وأن يقبض على زمام الطبيعة يقلب صفحاتها ، ويغوص فى أعماقها ، ويسبر أغوارها حتى تخضع لمطالبه . ولذلك فإنه يصنع الأحداث التى لا يستطيع إنتظارها لأنه لا يستطيع أن يعيش آماداً طويلة .

أنواع التجارب :

هناك أنواع كثيرة من التجارب التى تتفاوت فى درجة البساطة والتعقيد . ومن أبسط هذه التجارب تلك التى تعتمد على مجموعتين من الأفراد هما المجموعة الضابطة Control group . والمجموعة التجريبية Experimental group . وينبغى أن تشبه المجموعة الضابطة المجموعة التجريبية فى كل شئ مثل السن والجنس والثقافة والحالة الصحية والطبقة الاجتماعية وما إلى ذلك ، وفى أثناء التجربة يخضع أفراد المجموعتين لنفس الظروف فى كل شئ فيما عدا العامل التجريبى أو المتغير التجريبى Experimental Variable

فيخضع له أفراد المجموعة التجريبية وحدها ، ويطلق عليه أحيانا اسم المتغير المستقل Independent Variable وهو العامل الذى تتعرض له المجموعة التجريبية ، أى العامل الذى يريد الباحث أن يعرف أثره على سلوك المجموعة كأن يكون الذكاء أو نوع معين من العلاج النفسى أو طريقة معينة من طرق التدريس .

كيف تبدأ التجربة ؟

لنفرض أن إثنين من المشتغلين بالرياضيات أخذا فى إحدى جلساتهما الودية يناقشان بعضهما البعض حول الظروف المثلى للعمل فى حل المشكلات الرياضية .

ولنفرض أن أحدهما قال للآخر أنه يطيب له أن يستمع إلى صوت المذياع عندما يعمل فى حل المسائل الرياضية ، لأنه ينتج أكثر تحت صوت الموسيقى . أى عندما تكون الموسيقى فى خلفيته ، أما الآخر فإنه يجادل بالقول بأن المذياع مثير للضوضاء ويسبب تشتيت الإنتباه وذبذبته ، وأن الهدوء التام هو الذى يساعده على التركيز وعلى سرعة حل المسائل الرياضية ويذهب كل منهما فى تدعيم رأيه كل مذهب ويحتدم الجدال بينهما ويصبح مناقشة حادة ساخنة ، ولكنهما سرعان ما

يدركان أنهما يجادلان فى موضوع لا توجد لديهما الحقائق الكافية عنه ، ولذلك يتفق الإثنان على أن يجمعا معلومات وحقائق عن هذه النقطة ، ولكن كيف يمكن لهما أن يضعا أيديهما على كل الحقائق ؟ .

أول خطوة هى أن يصيغ الباحث الأسئلة التجريبية بطريقة دقيقة ومفصلة ومحددة . إن الأسئلة العامة العشوائية ، أو الأسئلة المبهمة الغامضة يصعب الحصول على إجابة ذات معنى لها ، فإذا فرض وسألنا هذا السؤال العام وهو ما هى الظروف المثلى للدراسة ؟ فإننا لا نستطيع أن نجيب عليه إلا بعد إجراء مئات من التجارب وربما لا نحصل على إجابة نهائية ، وكلما كان السؤال عاماً كلما كانت محاولات لإجابة عنه أقل فاعلية ، ومن أمثلة التساؤلات العامة ما يلى .

١ – كيف يمكن أن تتحسن الطبيعة البشرية ؟

٢ – هل سيكون هناك حروب بصفة دائمة ؟

How can human nature be improved

٣ – هل ينال كل إنسان حقه كاملاً ؟

٤ – ما الذى يجعل الفرد بخيلاً أو كريماً ؟ .

مثل هذه الأسئلة عامة وغامضة بحيث لا تصلح موضوعاً لبحث تجريبى ، إننا لابد وأن نحدد شيئاً معيناً نستطيع أن نحركه ، أو نتناوله ، وشئ آخر يمكن أن نلاحظه ، وإذا أردنا أن نصيغ مشكلة دراسة الرياضيات التى ذكرت آنفاً فإننا نعد مجموعتين من الطلاب على شرط أن يكونا متساويين فى كل شئ ، ونطلب من كل منهما أن يحل مسائل فى الجبر فى خلال فترة محددة من الزمن ، على شرط أن يعمل أفراد المجموعة الأولى تحت صوت الراديو بينما تعمل المجموعة الثانية فى جو من الهدوء . ثم نسأل أيهما سيكون أكثر إنتاجاً ، وواضح أن المثير فى هذه المشكلة محدد وهو عبارة عن تشغيل الراديو أو توفير الهدوء ، كذلك فإن الإستجابة التى سوف نقيسها محددة وواضحة وهى تتكون من عدد من مسائل الجبر التى يتم حلها بنجاح . نحن الآن أمام سؤال تجريبى نستطيع أن نحصل على إجابة صحيحة له .

تكوين الجماعات المتساوية :

بعد صياغة الأسئلة العلمية ينبغى أن يُكون الباحث مجموعتين متساويتين ، فى هذه التجربة الحالية ينبغى أن يكون لدينا مجموعتان : تعمل إحداهما فى حل المشكلات الرياضية تحت تأثير الراديو بينما تعمل الجماعة الأخرى بدون إستعمال

الراديو . وإذا فرض وكانت إحدى الجماعــات متفوقــة فــى الرياضيات فى الأصل فإن الفرق الذى سنحصل عليه فى نهاية هذه التجربة لا يعزى إلى المتغير المستقل أى المثير . ولــذلك ينبغى أن تكون المجموعتان متــساويتين فــى كــل الجوانــب الهامة . كيف يمكن إذن تكوين الجماعات المتساوية ؟ .

هناك طريقتان لتكوين هذه الجماعات ، الأولى الطريقة العشوائية أو التعيين Random أما الطريقة الثانية فهى طريقة الإختيار Selection أو إمتزاج المجموعة Matching .

فى طريقة التعيين العشوائى Random Assignment يتعين أن تتاح لكل طالب من المجتمع الأصــلى ، أى مجتمــع الطلاب الذين يدرسون الجبر أن يتمتع بفرصة متــساوية فــى الإنضمام إلى إحدى المجموعتين ، أى المجموعــة الــضابطة والمجموعة التجريبية . ومعنى ذلك أننا لإختيار عينة عشوائية من مجتمع الطلاب ما علينا إلا أن نضع جميع طلاب المجتمع الأصلى فى قائمة ثم بطريقة عشوائية نأخذ طالب من كل خمسة طلاب أى نأخذ الطالب الخامس أو العاشر والخامس عــشر ، وإذا كانت القائمة تحتوى على عدد كبير من الطلاب فإننا نختار الطالب العاشر ثم العشرين ثم الثلاثين وهكذا . ثم نفصل هــذه الأسماء فى قائمة مستقلة ، وبعد ذلك نأخذ مــن هــذه القائمــة

الأخيرة الطالب الأول مثلاً ونضعه فى المجموعــة التجريبيــة والثانى فى الضابطة ثم نكرر هذه العملية حتى نهاية القائمــة ، وبذلك نكون قد كونا المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة بدون أى تحيز أو تعصب فى تكوينها ، ولا يوجد أى إحتمــال لتفوق إحدى المجموعتين أو إختلافها عن الجماعة الأخرى .

ولكن هل نحن متأكدين تأكيداً مطلقــاً أن المجمــوعتين متساويتان تمام التساوى ، بالطبع لا فقد يحدث بالصدفة البحتة أن تكون أفراد المجموعة التجريبية أكثر تقدماً فى الجبر مــن المجموعة الضابطة . ومعنى ذلك أن الفرق الذى سنحصل عليه فى نهاية التجربة ربما يكون ناتجاً عن الصدفة . وهنا نريد أن نسأل ما هو مقدار هذا الفرق أو كمه الذى ينتج عن الصدفة ؟ إن الأساليب الإحصائية هى التى تساعدنا فى عقد المقارنة بين الفرق الحقيقى الذى نحصل عليه وبين الفرق الذى يحتمــل أن يظهر نتيجة للصدفة Chance وفى هذه الحالة إذا كان الفــرق الذى نحصل عليه أكبر كبراً ذو دلالة إحصائية ذلك الفرق الذى نتوقع حصوله بالصدفة . فإننا نقول أن المجمــوعتين تختلفــان إختلافاً حقيقياً عند مستوى دلالة معين أو عند مستوى ثقة معين At a certain level of confidence وهكذا تــرى كيــف

تتضافر الإجراءات التجريبية مع الوسائل الإحصائية في البحوث العلمية .

هذه طريقة الإختيار العشوائى ، أما الطريقة الثانية في تكوين المجموعات فهى طريقة الإختيار ، ومؤدى هذه الطريقة أننا نعرف مقدماً أى قبل إجراء التجربة المستوى الفعلى لأفراد المجتمع الأصلى ، وذلك عن طريق إعطائهم إختباراً فى الجبر ثم نأخذ الطالبين الذين حصلا على أعلى درجات في هذا الإختبار ، ونضع أحدهما فى المجموعة التجريبية والآخر في المجموعة الضابطة ، ثم نستمر فى توزيع الطلاب على المجموعتين طبقاً لدرجاتهم على هذا الإختبار وبذلك نتأكد أن المجموعتين متساويتان فى القدرة على حل المسائل الجبرية ، وذلك قبل بداية التجربة .

ومن الممكن أن نقسم الطلاب بالتساوى إما طبقاً للمتغير المستقل أى التحصيل الجبرى أو طبقاً لأى متغير آخر يشبهه أشد الشبه أى مع عامل يترابط إرتباطاً علياً معه مثل الذكاء ، ولكن لا يصلح أن تكون المساوة فى عوامل لا تتصل بالقدرة على حل المشكلات الجبرية كطول القامة أو الوزن أو لون الشعر .

هل تجرى التجارب على فرد واحد أم على جماعة ؟ .

إذا فرض أن مهندساً أراد أن يدرس خواص قوة تمدد عامود من الصلب عن طريق الشد فإنه يستطيع أن يجرى تجاربه على عامود واحد أو على القليل على عدد قلين من هذه الأعمدة وسوف يتمكن من تحديد خواص العمود بكل دقة ذلك لأن هذا العمود لا يختلف عن غيره من الأعمدة إلا قليلاً جداً .

هذا بالنسبة للمواد الصلبة ، أما السيكولوجى فإنه يتناول بنى الإنسان ، وهم يختلفون بعضهم عن البعض إختلافاً جوهرياً فالمعلومات التى نحصل عليها من شخص ما ربما لا تنطبق على غيره من الأشخاص ، ولذلك فإن عالم النفس عندما يجرى تجاربه فإنه يجريها على مجموعة من الناس A group of subjects فإذا فرض أننا أخذنا طالبين (طالب للمجموعة التجريبية وآخر للمجموعة الضابطة) فقط فى تجربة الجبر سالفة الذكر ، فقد يحدث أن يكون هذين الطالبين مختلفين إختلافاً كبيراً فى قدرتهما على حل المشكلات الجبرية . وعلى ذلك فإنه لا يعقل أن نطبق ما نحصل عليه من نتائج على المجتمع الكلى Total population . إن التباين الشاسع فى السمات والقدرات الإنسانية يضيف إلى صعوبات البحث

السيكولوجى ، وتجعل من المحتم الإعتماد على مجموعات كبيرة الحجم .

ولكن إستخدام الباحث لمجموعات كبيرة لا ينبغى أن يلهى الباحث عن النظر العميق لإستجابات أفراد العينة كأفراد . وعندما يجرى الباحث تجربته على فرد واحد فإنه ينبغى أن يتأكد من ثبات الإستجابة أى من حدوثها فى حالة حضور المؤثر وإختفائها عند إختفائه ، كذلك ينبغى عليه أن يتأكد من أن نفس التغيرات أو على القليل تغيرات متشابهة تحدث فى السلوك عندما يطبق التجربة على أفراد آخرين .

إجراءات تجريبية أخرى :

هناك إجراءات تجريبية أخرى إلى جانب تكوين المجموعات الضابطة والتجريبية من ذلك ضرورة وضع التعليمات Instruction التى توجه إلى أفراد العينة سواء أفراد العينة التجريبية أو الضابطة .

وفى هذه التعليمات تحدد المطلوب عمله من المفحوص ، وطرق آدائه ، أى كيفية الإستجابة المطلوبة كما يحدد الزمن المسموح به للمفحوص . . إلخ ، كذلك فإننا فى حاجة أن نحدد نوع البرامج الإذاعية التى يستمع إليها الطلاب

أثناء التجربة كذلك فإننا نحتاج إلى إعداد مجموعة من المشكلات أو المسائل الجبرية وطبعها ، وكذلك فإننا فى حاجة إلى تحديد الزمن الذى تستغرقه التجربة . كما نحدد مكان عمل الطلاب ، وهل الأفضل أن يعمل الطلاب فى جماعات أم فرادى ، كذلك نحدد مدى إرتفاع صوت الراديو . كما ينبغى أن يتأكد الباحث من معاملة أفراد المجموعتين بنفس المعاملة فى كل شئ ما عدا وجود الراديو مع المجموعة التجريبية وعدم وجوده مع المجموعة الضابطة .

الإستجابات التى نقيسها :

بقى أن نحدد الإستجابات التى نهتم بقياسها بعد إجراء التجربة . هل يكفى أن نحسب عدد المسائل التى نجح الطلاب فى حلها أم أننا نجزئ المسائل ونعطى درجات على كل جزء ينجح الطالب فى حله ؟ لابد أن نقرر ماذا نفعل مع المسائل التى لم يكتمل حلها كما لابد أن نضع نظاماً ثابتاً لتقدير الدرجات أى لتصحيح الإختبار .

فى عملية التصحيح ينبغى أن نضع أسساً ثابتة لتقدير الدرجات بحيث أننا نحصل على نفس النتيجة إذا قام بالتصحيح باحثان مستقلان لأننا اذا حصلنا على درجتين مختلفتين لكل

طالب فإننا لا نستطيع أن نحدد أيهما نقبل وأيهما نـرفض . أى أيهما نستخدم فى المقارنة المطلوبة .

ولكن كيف نتحقق من ثبات Reliability التقدير ؟ أى عدم تغيره كلما قسناه .

إننا نكلف باحثين بالتصحيح ، وبـذلك نحـصل علـى درجتين لكل طالب ، وبعد ذلك نحسب معامل الإرتبـاط بـين درجات المصحح الأول ودرجات المصحح الثانى لكل فرد من أفراد العينة فإذا كان الإرتباط كبيراً أى ذى دلالة إحصائية دل ذلك على تشابه التقديرين وعلى ثبات التقدير . ويوضح لنا ذلك مدى إتفاق المقدرين بطريقة إحصائية – لابد إذن مـن ثبـات التقدير حتى يمكن الإعتماد عليه والثقة فيه .

ولتوضيح ضرورة الإعتماد على مقاييس ثابتة لنفـرض أنك وجدت أن جزء من مساحة حديقة منزلـك لا تنمـو فيـه النباتات ولذلك أخذت عينتين من تربة هذه القطعة من الأرض وأرسلت كل منها إلى أحد معامل الإختبـار الخـاص بالتربـة لتحليلهما . ولنفرض أن نتيجة أحد المعامل كانت تشير إلى أن هذه التربة حمضية أزيد من اللازم على حـين كانـت نتيجـة المعمل الآخر أنها قلوية أزيد من الـلازم . فإنـك لا تعـرف الحقيقة ولا تستطيع أن تصل إلى أى نتيجة .

تحليل النتائج :

بعد تصحيح الإختبارات نأتى إلى مرحلة تحليل النتائج إحصائيا وهنا تبدو معرفة الباحث بالأساليب الإحصائية ضرورة حتمية .

ودون الدخول فى تفاصيل الأساليب الإحصائية نقول إن الباحث يصبح عليه أن يحسب المتوسط الحسابى Mean score لكل من المجموعتين ، وبعد ذلك نحسب قيمة الإنحراف المعيارى Standard deviation وهو مقياس للفروق الفردية بين أفراد العينة أى مقياس لتشتت الدرجات أو انتشارها وتبعثرها ، كذلك نحسب قيمة الخطأ المعيارى لكل متوسط The standard error of the means ثم نحسب قيمة الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين ، وبعد ذلك نحسب قيمة النسبة لحرجة أو النسبة الثانية T- ratio .

وإذا كانت قيمة هذه النسبة الثانية ١,٥٦ أو أزيد فإننا نستطيع أن نقول أن المجموعتين يختلفان إختلافاً جوهرياً عند مستوى ثقة ٥% أى أن أحد هذه المجموعات أكثر تقدماً فى حل المسائل الجبرية عن المجموعة الأخرى . أما إذا قلت قيمة النسبة الثانية عن ١,٥٦ فإنه لا يوجد لدينا أدلة Evidence

لتأييد الفرض القائل إن الإستماع إلى الراديو يزيد من قدرة الفرد فى حل المشكلات الجبرية ، أى أن الراديو ليس له تأثير ذى دلالة إحصائية على الأداء فى هذا العمل .

ولنفرض أننا لم نجد أى فرق ذى دلالة إحصائية بين آداء المجموعتين . ربما يكفى هذا للإجابة على السؤال الأول الذى أثار هذه التجربة . ولكن المعروف فى البحث العلمى أن البحث المعين لابد وأن يقود إلى بحث آخر والبحث الثانى يقود إلى بحث ثالث وهكذا : وفى هذه التجربة بالذات يستطيع القارئ أن يفكر وأن يستوحى منها العديد من الموضوعات التى تصلح للبحث فى المستقبل ومن ذلك ما يلى :

١ - ما الذى يحدث إذا شغلنا راديو ذى صوت أكثر إرتفاعا ؟

٢ - ماذا يحدث إذا سمع الطلاب نوعاً آخر من الموسيقى أو الأغانى أو الأحاديث أو الكلام المنتظم ؟ .

٣ - ألا يمكن أن يكون هناك فرقاً بين النساء والرجال فى هذا العمل ؟ .

٤ - هل الطلبة الذين إعتادوا على الإستذكار تحت أصوات الراديو ينتجون أحسن من الطلبة الذين لم

يتعودوا على ذلك أى الذين تعودوا على العمل فى هدوء تام ؟ .

وهكذا فإن كل بحث يقود إلى بحوث أخرى وبذلك يتقدم البحث العلمى ويزدهر وتتراكم المعارف العلمية لدينا .

أهمية المجموعة الضابطة

قد يتساءل القارئ عن ضرورة إستخدام المجموعة الضابطة .

والواقع أن الباحث لا يستطيع أن يستخلص أية نتيجة ذات بال ما لم يستخدم المجموعة الضابطة ، ولتوضيح ذلك نسوق إليك المثال الآتى :

لقد درس جلوك Cluek ٥٠٠ طفلاً من الأحداث الجناح Javenlle delinquents حيث طبق عليهم إختبارات جسمية ونفسية دقيقة . ولقد قرر نسبة كبيرة من هؤلاء الأطفال أنهم يشعرون بالنبذ أو الطرد أو عدم القبول أى أنهم غير مرغوب فيهم Feeling of not being wanted وبلغت هذه النسبة على وجه التحديد ٨٤% منهم وطبيعى أن هذه النسبة كبيرة جداً لدرجة أن الباحث غير الدقيق سوف يستنتج منها وحدها أنه قد وقع على الأسباب الرئيسية للجنوح أو لجرائم

الصغار Delinquency . ولكن هذه الدراسة نفسها قد تناولت فحص ٥٠٠ طفل آخرين فحصا نفسيا وجسميا من غير الجناح . وكان هؤلاء الأطفال يشبهون الأطفال الجناح فى نسبة الذكاء . وفى الجنس والسلالة وفى العمر وفى محل الإقامة . ولقد سجل نسبة عالية من هؤلاء الأطفال نفس الشعور وكانت هذه نسبة تبلغ ٨٨% أى أزيد من الأطفال الجناح . ولولا وجود هذه المجموعة الضابطة لإنساق القارئ إلى إستخلاص نتائج باطلة .

ويوضح لنا هذا المثال أهمية المجموعة الضابطة . وتبدو أهمية المجموعة الضابطة فى دراسة حالات العصاب النفسى ، أى السلوك العصابى Meurotic behaviour . هناك كثير من الناس الذين يعانون من حالات العصاب والذين تتحسن حالاتهم أو يتغلبون على ما يعانون من صعاب بمرور الوقت فقط دون تلقيهم لأية نوع من العلاج أو المساعدة . هذا الشفاء التلقائى يعرف بإسم الزوال التلقائى للأعراض Spotaneous remission of symptoms أى زوال أعراض المرض من تلقاء نفسها .

ويحدث هذا الزوال بصورة متكررة تجعل من الصعب تقييم أو تقدير أثر العلاج النفسى Therapy ما لم نعتمد على المجموعة الضابطة .

ولتقدير أثر العلاج لابد وأن يتوفر لدينا مجموعتان متساويتان فى السن ، والجنس ، ودرجة شدة المرض ، وكل العوامل الأخرى التى تتصل بالشفاء . وبعد ذلك يتلقى أفراد المجموعة التجريبية العلاج وتبقى المجموعة الضابطة بدون هذا العلاج ، على أن يعاملهما الباحث بنفس الطريقة فى كل شئ ما عدا العلاج . وإذا أثبتت المجموعة التجريبية إضطرابات أقل من المجموعة الضابطة كان ذلك نتيجة للعلاج .

ولكن لسوء الحظ لا يوجد إلا قليل جداً من البحوث التى يستخدم فيها المجموعات الضابطة فى المجال الإكلينيكى . وفى مجال التطبيق العملى فإن أخصائى علم النفس الإكلينيكى لا يستخدم مجموعات ضابطة وإنما هو ببساطة يستقبل مرضاه ويقدم لهم العلاج فإن تحسنت حالاتهم عزا ذلك إلى العلاج ولكن ربما تكون هذه نتيجة خاطئة . وبعض الباحثين يعتقدون أن إجراء أى تجربة حتى ولو كانت ناقصة أو ضعيفة فى بعض جوانبها أفضل من عدم القيام بأية تجربة على الإطلاق .

تأثير التكرار :

فى بعض التجارب يمكن أن تعمل المجموعة كلها كمجموعة ضابطة . فبدلاً من إستخدام مجموعة تجريبية وأخرى ضابطة يقوم الباحث بعرض المعالجة التجريبية والمعالجة الضابطة على المجموعة كلها . وتفصيل ذلك أننا نستطيع أن نطلب من العينة المستخدمة فى تجربة الراديو والجبر . حل مسائل جبرية مع سماع الراديو ثم بعد ذلك نطلب منهما أيضاً حل مسائل جبرية بدون الإستماع إلى الراديو ، وفى هذه الحالة يعتبر سماع الراديو المعالجة التجريبية ، وعدم تشغيله يعتبر المعالجة الضابطة Control treatment . ثم نستخلص النتائج بالطرق الإحصائية بين الآداء فى المرة الأولى والآداء فى المرة الثانية بمعنى أن نحصل على متوسط الآداء فى الحالتين ثم الفرق بين هذين المتوسطين ثم معرفة دلالة هذا الفرق إحصائيا .

ويحصل تأثير التكرار Progressive effects فى التجارب التى تستخدم فيها نفس العينة فى الظروف التجريبية والظروف الضابطة . ويكون هذا التأثير أقوى فى موقف عنه فى الموقف الآخر . ومن أمثلة هذا تأثير التدريب أو المران و التكرار أو الممارسة أو تأثير التعب Fatigue ، وفى مثال

الراديو أيضا إذا فرض أن الطلاب عملوا أولا تحت تأثير الراديو وبعد ذلك عملوا فى جو الهدوء وإذا فرض أن كان أداؤهم الأخير أحسن من الآداء الأول فإننا لا نستطيع أن نجزم بأن هذا التحسين يرجع إلى حالة الهدوء . إذ من الممكن أن يكون ناتجا من المران الذى إكتسبوه أثناء العمل فى الظروف الأولى . وكذلك التعب من جراء العمل فى المحاولة الأولى قد ينتقل أثره إلى الآداء تحت الظروف الثانية .

هناك طرق إحصائية تساعدنا فى التحكم فى تأثير التعب والمران ، كذلك هناك حالات يضطر فيها الباحث إلى إستخدام أكثر من مجموعة ضابطة .

التصميم التجريبى :

يقصد بالتصميم التجريبى وضع الهيكل الأساسى لتجربة ما . وعلى ذلك يتضمن التصميم التجريبى لتجربة ما وصف الجماعات التى تتكون فيها عند التجربة وتحديد الطرق التى تم بها إختيار هذه العينة .

ولقد تحدثنا حتى الآن عن نوع بسيط من التقسيم التجريبى الذى يتكون من مجموعتين فقط هما المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة ، كما ذكرنا قد يستخدم فى هذا

النوع من التصميم أكثر من مجموعة ضابطة واحدة ولكن هذا النوع البسيط من التصميم التجريبى المكون من مجموعتين لا يستخدم كثيرا فى البحوث النفسية المعاصرة لأن مثل هذا التصميم البسيط لا يعطى معلومات كافية ولكن لكى يفهم القارئ التصميم المعقد لابد وأن يبدأ بالتصميم المبسط لأن المنطق الأساسى واحد فى كل عمليات التجريب . وعلى الرغم من بساطة هذا التصميم إلا أنه يساعدنا فى الوصول إلى حل كثير من المشكلات من ذلك معرفة أثر سماع الموسيقى على حل مسائل الجبر ، وكذلك المشكلات التى تحل عن طريق الإستجابة بنعم أو لا ، كذلك فإن تجارب المجموعتين من الممكن أن تستخدم فى اختبار صحة النظريات ، فنستطيع أن نحول النظرية إلى التنسيق بحصول ظاهرة معينة ، ونستطيع أن نستخدم مجموعتين للتحقق من صحة هذا التنبوء قد تدل النظرية مثلاً أن الأشخاص الذين يحصلون على درجات عالية فى أحد مقاييس القلق سوف يتعلمون القيام بعمل بسيط بسرعة كبيرة .

للتحقق من صحة هذا التنبوء ما علينا إلا أن نعطى شيئا ما لجماعة من الحاصلين على درجات عالية فى القلق حتى يتعلموه ، ثم نعطى هذا الشئ أيضاً لجماعة ضابطة أى للجماعة

الذين حصلوا على درجات صغيرة فى القلق وإذا كـان تعلـم أفراد المجموعة الأولى أسرع من المجموعة الثانية فإن التنبوء التابع من النظرية.

شدة أو قوة المثير :

إذا وجد للباحث أن مثيراً معيناً يتحكم فى سلوك معـين فإنه يأخذ فى التعمق فى دراسة هذا المثير لمعرفة أبعاده ومداه وقوة تأثيره . ولذلك نستطيع أن نكون عدداً مـن الجماعـات بطريقة عشوائية ، ثم نعرض المثير بدرجات مختلفة من الشدة والكثافة أو من الكبر و الصغر على هذه الجماعـات ، كـأن يعرض كل مجموعة لدرجة معينة من الصوت أو من الـضوء أو من الحرارة أو يكرر عرض صورة معينة مرات متفاوتـة على الجماعات المختلفة .

ومن أمثلة تجارب هذا النوع تجربـة أجراهـا كيمبـل G. A. Kimble لمعرفة قوة تأثير دافع الجوع فـى تجـارب الحيوان . ولقد إستطاع أن يتحكم فى قوة دافـع الجـوع عـن طريق حرمان الحيوان من الطعام لمدد مختلفة ، ووجد أنه كلما زادت فترة حرمان الحيوان كلما إشتد دافع الجـوع ، وكـذلك إزدادت قوة الإستجابة .

نقد إجراء التجارب فى الموضوعات النفسية :

فى بعض الأحيان يعترض بعض الناس علـــى تطبيـــق المنهج التجريبى فى علم النفس ، ولكن هذا الإتجاه النقدى آخذ فى النقصان والزوال . ويزعم هؤلاء النقاد أن التجربة فى علم النفس تنتزع الشخص من مجرى حياته الطبيعية أو تأخذ القدرة المراد قياسها بعيداً عن مجراها الطبيعى ، وبذلك تفسد طبيعتها كما يزعمون أن التجريب يفصل بعض السمات ويعزلها ولكـــن هذه السمات لا تنفصل فى الحياة الحقيقية ، ولذلك فإن المواقف التجريبية فى نظرهم فى المجال النفـــسى مواقـــف صـــناعية Artifical بل أنهم يذهبون إلى أبعد مـــن ذلـــك ويقولـــون إن إهتمام عالم النفس فى إجراء التجارب ينبع أساساً من رغبته فى أن يقلد أرباب العلوم الأخرى . إن علم الـــنفس فـــى نظـــرهم يتناول موضوعات تختلف عن الموضوعات التى تتناولها العلوم الأخرى ولذلك يجب أن تختلف أيضاً مناهجه فـــى البحـــث ، ومعنى هذا أن المناهج التجريبية لا تلائم علم النفس . هذا النقد فيه شئ من الصحة وشئ من المبالغة .

إن الحقيقة أن التجريب ينتزع حقيقـــة الـــسمات مـــن مجراها الطبيعى ، وبهذا المعنى فهو صناعى كذلك فإن علماء النفس يأخذون بعض مبادئ البحث وبعض الأفكار من العلـــوم

الأخرى ، ولكن مع ذلك نقول إن التجريب عملية صناعية فـي الفيزياء كما هو فى علم النفس .

إن التجريب يتضمن عزل المتغيـرات وفـصلها كمـا يتضمن تصفية وتنقية الموقف التجريبى ، ومعنـى ذلـك أنـه إصطناعى إلى حد ما ولكن السؤال المهم هـو هـل تنطبـق المعلومات التى نحصل عليها من التجريـب علـى الـشخص المفحوص دون تحريف وكما توجد فى الطبيعـة ؟ إن الأدلـة التجريبية المتراكمة تجعلنا نجيب بالإيجاب على هذا التساؤل :

ولكن ما زال أمامنا إحتمال كبير هـو أن تـأثير أحـد المتغيرات عندما يكون مستقلاً أو منفصلاً أو منعزلاً عن غيره من المتغيرات يختلف عنه فى حالة اندماج هذا المتغيـر مـع غيره من القدرات أو السمات الأخرى . إن تأثير الـذكاء فـى الحالة الإجتماعية فى شخص ما يمتاز بالطموح يختلـف عـن الذكاء بدون طموح ، أو إن الذكاء مع التكيف النفسى والصحة النفسية الجيدة يختلف عنه بدون هذه الـسمات الأخـرى ، إن عناصر الشخصية الإنسانية متفاعلة متداخلة والشخـصية كـل موحد .

إن التجارب التى تستهدف إدمـاج أكثـر مـن متغيـر والتعامل معها معاً تسمى تجارب متعـددة الأبعـاد – Multi

dimensional experimention وهذا النوع من التجــارب يوضح أثر أكثر من عامل عندما تكون هذه العوامل فى حالــة اندماج In combination وفى نفس الوقت توضح تأثير كل عامل على حدة كأن تدرس أثر الــذكاء والطبقــة الإجتماعيــة ومستوى الدخل وسن الفرد وجنسه تدرس أثر كل ذلــك علــى الميل نحو الجريمة مثلاً .

ومن الأمثلة الواضحة للتصميم المتعدد الأبعاد :

Multi – dimensional design التصميم العــاملى Factorial design هو الذى يزاوج أو يدمج كل عامل مع كل عامل آخر فى التجربة ، فقد يربط الباحــث بــين ٥ فتــرات حرمان الحيوان من الطعام مع ٥ أحجام مختلفة مــن المكافــأة التى تعطى للحيوان كأن يعطى كميات متفاوتة من السكر فــى حجم ثابت من الماء أى أن المتغير الأول يكون فى المستويات الآتية :

١ – حرمان من الطعام لمدة ١ ساعة .

٢ – حرمان من الطعام لمدة ٥ ساعات .

٣ – حرمان من الطعام لمدة ١٠ ساعات .

٤ – حرمان من الطعام لمدة ١٥ ساعة .

٥ – حرمان من الطعام لمدة ٢٤ ساعة .

أما المتغير الثانى فيكون فى مستويات مختلفة كالآتى :

١ – صفر% نسبة تركيز السكر فى كمية محدودة فى الماء .

٢ – ٥% نسبة تركيز السكر فى كمية محـــدودة فـــى الماء .

٣ – ١٠% نسبة تركيز السكر فى كمية محدودة فـــى الماء .

٤ – ٢٠% نسبة تركيز السكر فى كمية محدودة فـــى الماء .

٥ – ٣٥% نسبة تركيز السكر فى كمية محدودة فـــى الماء .

ويمكن وضع مستويات هذين المتغيرين فـــى جـــدول واحد كالآتى :

		نسبـــة تركيـــز السكـــر فى المـــاء					
		صفر %	٥ %	١٠ %	٢٠ %	٣٥ %	المتوسط
ساعات الحرمان من الطعام	١ ٥ ١ ٠ ١ ٥ ٢ ٤	١٠ ١٢ ١٤ ١٦ ١٨	١٠ ١٤ ١٦ ١٨ ٢٠	١٠ ١٦ ١٨ ٢٠ ٢٢	١٠ ١٨ ٢٠ ٢٢ ٢٤	١٠ ٢٠ ٢٢ ٢٤ ٢٦	١٠ ١٦ ١٨ ٢٠ ٢٢
المتوسط		١٤	١٦	١٨	٢٠	٢٢	

توضيح الجدول :

على الهامش الأيمن نجد مدد الحرمان محددة بالساعات ، وعلى الهامش العلوى نجد حجم المكافأة ممثلا فى نسبة تركيز السكر فى طعام الحيوان ، أى أن الأعمدة Columns تمثل تركيز السكر بينما الصفوف Rows تمثل مدد الحرمان من الطعام . أما الدرجات الموضحة فى الخانات Cells فإنها عبارة عن المسافة التى يجريها الحيوان فى شكل المتوسط الحسابى لأفراد العينة فى حالة مثلاً الحرمان لمدة ساعة ونسبة تركيز السكر قدرها صفر كان هذا المتوسط مساوياً ١٠ عشرة . أما المتوسطات المبينة فى أسفل الجدول وفى الجانب الأيسر فإنها متوسط الدرجات الموجودة فى الصفوف والأعمدة .

هذه تجربة ذات بعدين هما حجم المكافأة أو التعزيز وعدد ساعات الحرمان من الطعام . ويمكن النظر لهذه التجربة على أنها سلسلة من المكافآت ذات الأحجام المختلفة يعمل كل حجم مع درجة معينة أيضاً من الحرمان ، والعكس صحيح نستطيع أن ننظر إليها على أنها دراسة خمس مستويات من الحرمان يعمل كل واحد مع حجم معين

من أحجام المكافأة . ولكننا في هذه التجربة أمام أشـياء أكثـر من ذلك . إن التصميم العاملى يعنـى أن كـل عامـل يعمـل مع كل عامل آخر من عوامل التجربة فـى نفـس الوقـت ، معنى ذلك أننا نحصل على معلومات أكثـر مـن مجـرد مـا نحصل عليه من سلسلة مكونة من خمس تجارب . إن التصميم المتعدد الأبعاد يعطينا قيمة تـأثير كـل متغيـر كـل عامـل من العوامل مستقلاً عن غيره من العوامل كما تعطينا التجربـة التى تتناول عـاملاً واحـداً ، وفـى نفـس الوقـت توضـح مقدار تفاعل Interaction أو تداخل كل عامل من العوامـل الأخرى .

كيف يؤثر ويتأثر كل عامل بالعوامل الأخـرى ؟ . إن التصميم المتعدد الأبعاد يعيد الأبعاد المستقلة أو المنعزلة يعيدها وحدة متكاملة متفاعلة مرة أخرى . ويعد بالتداخل تـأثر كـل متغير بالمتغيرات الأخرى .

ولنفرض أننا إستخدمنا ممراً تجرى فيه الفئـران حتـى تصل إلى مكان مغلق ولنفرض أننا إستخدمنا عـشرة فئـران وجعلنا كل منها يجرى ٢٠ مرة فى هذا الممر وذلك فـى كـل خانة من خانات التصميم التجريبى سالف الذكر ، ومعنى هـذا

أن عشرة فئران سوف تجرى ٣٠ مرة تحت ظروف الحرمان من الطعام لمدة ساعة واحدة فى حالة إحتواء الإناء الذى يوجد فى آخر الممر على كمية من الماء تبلغ فيها نسبة تركيز السكر صفر% . ثم تحسب نسبة المتوسط الحسابى لقـوة الإسـتجابة عند هذه الحيوانات العشرة ويظهر هذا المتوسط فـى الخانـة رقم ١ من الشكل السابق . كذلك فإن عشرة فئران أخرى سوف تجرى بعد حرمانها من الطعام لمدة ساعة ، ولكنها ستجد فـى الإناء ماء بنسبة سكر ٥% ومتوسط قوة هذه الحيوانات يظهـر فى الخانة رقم ٢ أما الخانة رقم ٣ فتحتوى علـى الإسـتجابة لعشرة فئران وهى فى حالة حرمان لمدة ساعة ولكن مع نـسبة سكر قدرها ١٠% .

وهكذا حتى نهايـة التجربـة ، وبعـد وضـع جميـع المتوسطات فى الخانـات المختلفـة نحـسب متوسـط هـذه المتوسطات .

ويلاحظ أن المتوسـطات المـستخدمة فـى الجـدول السابق متوسـطات فرضـية لأننـا لا نـستطيع أن نحـصل على معطيات منظمـة ومنـسقة مـن التجـارب الحقيقيـة . وتحسب متوسطات الصفوف أى متوسط صفوف نسب الـسكر

وهى بالنسبة للصف الأول أى لنسبة التركيز الصفر عبارة عن القيم الآتية :

١٠

١٢

١٤

١٦

<u>١٨</u>

المجموع = ٧٠

إذن المتوسط = $\frac{٧٠}{٥}$ = ١٤

وهكذا بالنسبة لبقية الصفوف من صفر% حتى ٣٥% .

ثم نكرر هذه الخطوات بالنسبة للمتغير الثانى وهو مدد الحرمان من الطعام ، فنحصل على المتوسط الحسابى للحرمان البالغ مداه ساعة ، ثم خمس ٥ ساعات وعشر ١٠ ساعات وخمسة عشر ١٥ ساعة و٢٤ ساعة ويحسب

المتوسط بالنسبة لحالة الحرمان الأخرى أى الـــ ٢٤ ســاعة - كالآتى :

١٨

٢٠

٢٢

٢٤

٢٦

المجموع = ١١٠

المتوسط = $\frac{١١٠}{٥}$ = ٢٢ .

وبعد ذلك يمكن عمل رسم بيانى يوضح هذه المتوسطات الأخيرة بحيث يكون على أحد المحاور المتوســطات النهائيـــة للحرمان وعلى المحور الآخر سرعة الجرى ، ومعنى ذلك أن مثل هذا الرسم يوضح لنا علاقة بين شدة الحرمـــان وســـرعة جرى الفئران .

وتكمن القيمة الأساسية للتصميم التجريبى متعدد الأبعاد فى إظهار التفاعل أو التـــداخل Interaction بـــين العوامـــل

المختلفة . وعلى الرغم من أن المثال الذى وضحناه مثـــال ذو بعدين أو عاملين إلا أننا من الناحية النظرية نستطيع أن نصمم التجربة بأى عدد من الأبعاد ، ولكن الجهد المطلوب فى التحليل الإحصائى يتضاعف عندما نستخدم أبعاداً كثيرة ، وكذلك نجـــد صعوبة فى تفسير النتائج وخاصة فى حالـــة وجـــود تـــداخل أو تفاعل بين العوامل .

وعملية التحليل الإحصائى التى تـــستخدم فـــى تـــصميم التجارب ذات الأبعاد المتعددة تعرف بإسم تحليل التبـــاين The analysis of Variance ومقياس الدلالة الإحـــصائية الـــذى يستخدم فى هذا التحليل يعرف بإسم مقياس F .

وهناك نوع آخر من التجارب يطلق عليه إسم التجربـــة البعدية Past – factor experiment أى التجربة التى تجرى بعد تقديم العامل المراد قياس تأثيره . وتعد هذه الطريقة بمثابة جمع معلومات أو معطيات Data بعد أن يكون أحد العوامـــل المستقلة قد توقف عن التأثير أو توقف عن العمل .

وتستخدم هذه الطريقة فى الحالات التى لا يمكن إخضاع المتغيرات المستقلة للتصميم التجريبى المحكم ، ومن أمثلة ذلك تأثير صدور قانون معين على افراد مجتمع من المجتمعـــات ،

أو معرفة التفاعل بين ثقافتين مختلفتين . في التعامل مع المجتمعات المحلية أو المجتمعات الكبرى لا يستطيع السيكولوجى أن يصمم تجربة ويكون مجموعات ضابطة قبل حدوث التأثير المراد قياسه .

وفى الغالب ما يكون الحدث الذى يرغب فى دراسته قد حدث منذ سنوات طويلة ، وما عليه إلا أن يجمع المعطيات .

ولنفرض أننا نريد أن نطبق طريقة التجربة البعدية على مشكلة سماع الموسيقى وحل مسائل الجبر آنفة الذكر ، فإننا نتجول داخل جدران الجامعة ونسأل الطلبة الذين نلتقى معهم حتى نتمكن من التعرف على مجموعتين : مجموعة تستمع للموسيقى أثناء حل المسائل الجبرية ومجموعة أخرى لا تفعل ذلك . ثم بعد ذلك نستبعد الطلاب الذين لم يسبق لهم أدرسوا مادة الجبر ، ثم نوازى بين أفراد المجموعتين فى بعض العوامل مثل الذكاء والقدرة الرياضية وغير ذلك من العوامل التى يمكن أن تتصل بالقدرة على حل المسائل الجبرية ، وبعد ذلك نستطيع أن نأخذ أحد المتغيرات المعتمدة ، كأن نأخذ التقدير الذى حصل عليه كل طالب فى مقررات الجبر أو نتيجة عمل الطالب فى الواجبات المنزلية أو تقدير أستاذ مادة الجبر

ثم نعقد مقارنة إحصائية بين تحصيل المجموعتين فى أى من هذه العوامل .

وواضح أن الدراسة البعدية سهلة وواضحة ولكن يشوبها ضعف النتائج التى نستخلصها . ولنفرض أننا حصلنا على معلومات تفيد أن الطلبة الذين يستمعون إلى الموسيقى يحلون مسائل الجبر أحسن من أولئك الذين لم يستمعوا إليها . فهل معنى ذلك أن الموسيقى تؤدى إلى حسن الأداء فى الجبر ؟ وهل نستطيع أن نستخلص علاقة سببية من هذا النوع ؟ بالتأكيد كلا . إن الفرق فى أداء المجموعتين قد يرجع إلى مستوى الدافعية عند كل منهما وقد تكون إحدى المجموعات مهتمة إهتماماً أكثر بتعلم الجبر . وقد تعتقد إحدى المجموعات أن الموسيقى تشتت الإنتباه . إننا لا نستطيع إستخلاص العلاقات السببية من الدراسات البعدية .

ومن الدراسات التى إستخدمت هذه الطريقة فى البحث دراسة إستهدفت تحديد تأثير العضوية فى أحد أندية الشبيبة خلال فترة المراهقة على نمو الفرد فى مرحلة الرشد . وكان العامل المعتمد فى هذه الدراسة عبارة عن التكيف للجماعة ومدى إسهام الفرد فى خدمة الجماعة ، ولقد تكونت مجموعتان

من الرجال ، إحداهما من الرجال الذين كانوا أعضاء فى هـذا النادى فى مرحلة المراهقة لعدة سنوات ، أما المجموعة الثانية فمكونة من رجال لم يلتحقوا بعضوية هذا النادى . ولقد دلـت النتائج المستخلصة على أن الرجال الذين كانوا أعضاء فى هذا النادى كانوا أكثر تكيفاً مع جماعاتهم ، وأسهموا إسهاماً أكبـر فى خدمة المجتمع .

ولقد إستخلص الباحث من هذه النتيجة أن الإنضمام إلى هذا النادى يؤدى إلى خلق مواطن أفضل ، ولكننا لا نجد شـيئاً فى هذه التجربة يمكن أن نستخلص منه هذه النتيجـة ، لأننـا لا نعرف لماذا إلتحق هؤلاء الصبية منذ البداية بهذا النادى ربما كان الصبية الذين لم ينضموا إلى هذا النـادى مـن الأحـداث الجناح ، وبطبيعة الحال تؤثر هذه النزعة علـى تكـيفهم مـع المجتمع فيما بعد ، ولربما كان الصبية الذين إنـضموا أحـسن حـالاً مـن النـواحى النفـسية أو الجـسدية أو الإجتماعيـة أو الإقتصادية . . . إلخ .

إننا نستطيع أن نقول إن الصبية الذين إنضموا إلى النادى أصبحوا أكثر تكيفاً فيما بعد ، ولكننا لا نستطيع أن نقول إن العضوية فى هذا النادى هى سبب هذا التكيف. [1]

فى كثير من الأحيان يستخدم الباحث جدول توافق لمعرفة أثر المتغيرات المختلفة .

ومن الجداول التى يشيع إستخدامها جدول ٢ × ٢ حيث يستطيع الباحث أن يعرف دلالة الفروق عن طريق إستخدام مقياس إحصائى بسيط هو مقياس (كاى)٢ (X^2) وتستخدم عندما يوجد فى التجربة مجموعتان ، وفى نفس الوقت يوجد متغيران ، ومعنى ذلك أن الجدول يحتوى على أربع خانات . ومن أمثلة هذه المجموعات المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة ، أو البنون والبنات ، أو صغار السن وكبار السن ، أو المنطويين والمنبسطين ، أو الذين يدخنون والذين لا يدخنون ، مع وجود متغيرين فى كل حالة كالعلاج وعدم العلاج أو الصحة والمرض أو التحيز وعدم التحيز أو الذكاء وعدم الذكاء وينتج عن ذلك أن يصبح لدينا ٤ مجموعات . ولنفرض أننا أردنا أن نجرى تجربة

---

[1] Lewis. Donald. J , Scientific principles of psychology .

لمعرفة أثر تحصين الأطفال ضد الإصابة بمرض معين ، فإننا نطعم أفراد المجموعة الأولى التجريبية ونترك أفراد المجموعة الأخرى بدون تطعيم ، ثم بعد ذلك نحصى عدد الأطفال الـــذين أصيبوا بهذا المرض فى كلا المجموعتين ، ثم عـــدد الأطفـــال الأصحاء من أفراد المجموعتين أيضاً ونستطيع أن نضع عـــدد الأفراد فى كل مجموعة فى جـــدول ربـــاعى يحتـــوى علـــى التكرارات المزدوجة ويمكن الإستعانة بهذا المثال العددى :

الأطفال	مريض	سليم	المجموع
طفل لم يحصن	١٢	٩٧	١٠٩
طفل محصن ضد المرض	٥	١٠٢	١٠٧
المجموع	١٧	١٩٩	٢١٦

نستطيع أن نقيس الفرض الصفرى Null Hypothesis فى هذه التجربة ومؤداه أن التحصين أو التطعيم لـــيس لـــه أى أثر ، بمعنى أنه لا يؤدى إلى تقليل الإصـــابة بهـــذا المـــرض المعدى ، ثم نحصل على مقياس إحصائى لمدى إحتمال صدق هذا الفرض الصفرى . ويصبح هذا الفرض الصفرى صحيحاً

إذا كان عدد المصابين بالمرض من المحصنين يساوى عدد المصابين من غير المحصنين ، وبالمثل إذا كان عدد الأصحاء من الذين تلقوا العلاج مساوياً لعدد الأصحاء من الذين لم يتلقوا علاجاً ، ومعنى ذلك أننا نتوقع وجود ٥٠% من الأطفال المرضى من الذين تلقوا علاجاً و٥٠% من الذين لم يتلقوا علاجاً ، وبالمثل نتوقع أن يكون الأصحاء ٥٠% منهم تلقوا علاجاً و٥٠% لم يتلقوه ، ولكننا فى هذا المثال نلاحظ وجود فروق أكثر من هذه التوقعات ، لقياس صحة الفرض الصفرى نستخدم مقياس (كاى)٢ X^2 لمعرفة دلالة هذه الفروق الإحصائية ، ويمكن حساب ذلك بالطريقة الآتية :

$$X^2 = \frac{٢١٦ \times (١٠٢ \times ١٢ - ٩٧ \times ٥)^٢}{١٩٩ \times ١٧ \times ١٠٧ \times ١٠٩} = ٢,٩ .$$

ولمعرفة دلالة X^2 وقيمتها فى هذه الحالة وهو ٢,٩ فإننا نرجع إلى جداول إحصائية توضح دلالتها مع درجات حرية مختلفة وفى هذه الحالة نبحث عن قيمة X^2 تحت درجة حرية واحدة ، وسنجد أن X^2 ليس لها دلالة إحصائية إلا عند مستوى ثقة قدره ١٠% ، ومستوى الثقة الذى يقبله العلماء هو ٥% ، و ١% ولا يقبلون أكثر من ٥% ومعنى ذلك أن

قيمة X^2 هذه أو أن الفروق الموجودة فى هذه التجربة يمكن الحصول عليها بالصدفة البحتة بنسبة ١٠% أى أن إحتمال حدوثها بالصدفة البحتة يبلغ ١٠ مرات فى كل ١٠٠ محاولة ، ومعنى ذلك أن التحصين ليس له أى تأثير فى الوقاية من الإصابة بهذا المرض .

فى هذه التجربة إستخدمنا عدد الأفراد أو التكرارات ولكن فى نوع آخر من التصميم التجريبى الأكثر دقة نستخدم المتوسطات الحسابية لتحل محل المجموعات المختلفة .[1]

التصميم التجريبى المكون من ٢ × ٢ × ٢ عاملاً :

ومعنى هذا النوع من التجارب أنه يوجد لدينا ثلاثة عوامل يختلف كل عامل فى جانبين ، ومعنى هذا أنه يوجد لدينا ٢ × ٢ × ٢ = ٨ حالات أو مواقف تجرى التجربة فى ضوئها .

ولنفرض أنه يوجد لدينا ٨٠ فرداً قسمناهم تقسيماً عشوائياً إلى ٨ مجموعات عدد كل مجموعة ١٠ عشرة أفراد .

---

1 Somner, W. L., Statistics in School .

وسوف نقيس تذكر كل مجموعة تحت ٨ ظروف تجريبية مختلفة .

ونستطيع أن نضع التصميم التجريبي العاملي الآن لتوضيح هذه التجربة :

عرض المثيرات مرة واحدة				عرض المثيرات مرتين			
مثيرات بصرية		مثيرات سمعية		مثيرات بصرية		مثيرات سمعية	
لاحق	مباشر	لاحق	مباشر	لاحق	مباشر	قياس لاحق	قياس مباشر أو فورى
٦٧	٦٧	٧٤	٩٤	٣٧	٤٣	٣٦	٧٦
٦٠	٦٤	٧٤	٨٥	٢٢	٧٥	٤٥	٦٦
٥٤	٧٠	٦٤	٨٠	٢٢	٦٦	٤٧	٤٣
٥١	٦٥	٨٦	٨١	٢٥	٤٦	٢٣	٦٢
٤٩	٦٠	٦٨	٨٠	١١	٥٦	٢٣	٦٥
٣٨	٥٥	٧٢	٨٠	٢٧	٦٢	٤٣	٤٣
٥٥	٥٧	٦٢	٦٩	٢٣	٥١	٥٤	٤٢
٥٦	٦٦	٦٤	٨٠	٢٤	٦٣	٤٥	٦٠

٧٨	[illegible]	٥١	١٥	[illegible]	٧٨	٧٩	٦٨
٦٦	٤٠	٥٠	٣١	٥٨	٦١	٨٠	٥٨
٦٠١	٤١٧	٥٦٤	٢٤٧	٧٧٠	٧٠٣	٦٦٣	٥٥٦

ولقد أجريت هذه التجربة لمعرفة مدى قدرة الفرد على التذكر ، وعرض الباحث مثيراته بطريقة مختلفة وهى أنه عرض هذه المثيرات مرة واحدة ثم عرضها مرتين ، كذلك إستخدم مرة مثيرات صوتية وأخرى مثيرات سمعية ، ثم قاس نتيجة التذكر مرة مباشرة عقب الحفظ فوراً ومرة أخرى بعد عملية الحفظ بفترة ما . وهكذا قسم المجموعة إلى ما يلى :

١ - عرض المثيرات مرة واحدة ومرتين (٢) .

٢ - مثيرات سمعية ومثيرات بصرية (٢) .

٣ - ثم قياس مباشر فورى وقياس مؤجل أو لاحق(٢).

أى أننا أمام ٣ متغيرات يتغير كل منها مرتين (٢ × ٢ × ٢) ومعنى هذا التصميم أنه يوجد لدينا ٣ عوامل كل منها له شكلان أو جانبان أو مظهران . وينتج عن ذلك أننا نتعامل مع ٨ مجموعات لكل مجموعة مكونة من ١٠ أفراد . والأرقام الموضحة بالجدول عبارة عن الدرجات التى حصل عليها الأفراد فى إختبار الحفظ المستعمل فى هذه التجربة .

هل هنـــاك فـــرق بـــين الـــذاكرة الـــسمعية والـــذاكرة البصرية ؟ .

هل تؤثر طريقة عرض المثيرات أى الأشـــياء المـــراد حفظها على قدرة الفرد على الحفظ ؟ هل يختلف العرض مرة واحدة عن العرض مرتين ؟ .

هل تختلف النتيجة عندما يكون القيـــاس مباشـــراً عنـــه عندما يكون مؤجلاً أو لاحقاً ؟ .

هل يختلف أثر العرض مرة واحدة فى حالة المثيـــرات السمعية عن حالة المثيرات البـــصرية ؟ وهكـــذا نـــستطيع أن نتساءل عن أثر كل عامل متحداً مع العوامل الأخرى ، وعـــن أثر التفاعل أو التداخل بين هذه العوامل المختلفة . ويـــستطيع القارئ أن يلمس شيئاً من هذه الفروق عن طريق إمعان النظر فى مجاميع القيم التى تظهر فى أسفل الجدول ، كما نستطيع أن نقارن الفروق بين هذه الظروف التجريبية المختلفة . وبعد ذلك نستطيع أن نحصل على التباين الكلـــى Total Variance أى على مجموع مربعـــات هـــذه القـــيم جميعـــاً لأفـــراد العينـــة البالغ عددهم ٨٠ عن طريق تربيع كل قيمـــة فـــى الخانـــات إلى ٨٠ كالآتى :

$$(٧٦)^{٢} + (٦٦)^{٢} + (٤٣)^{٢} \text{ .. وهذا حتى } (٥٨) - \frac{(٤٥٢١)^{٢}}{٢٥٨٨٦} = ٨٠$$

كما نستطيع أن نحصل على التباين بــين المجموعــات التجريبية الثمانية هكذا :

$$\frac{(٦٠١)^{٢}}{١٠} + \frac{(٤١٧)^{٢}}{١٠} \ldots \frac{(٥٥٦)^{٢}}{١٠} - \frac{(٤٥٢١)^{٢}}{٨٠}$$

$$= ١٩٥٠٨,٩$$

كما نستطيع أن نحصل على التبــاين داخــل Within المجموعات أي التباين الداخلي في داخل كل مجموعة ولــيس بين كل مجموعة والمجموعات الأخرى كما هــو الحــال فــي التباين الذي أوجدناه أعلاه (Between) .

التباين داخل الجماعات = التباين الكلي − التباين بــين المجموعات .

$$= ٢٥٨٨٦ - ١٩٥٠٧,٩ = ٦٣٧٨,١ .$$

وعن طريق العمليات الإحصائية المتضمنة فى عملية تحليل التباين يستطيع الباحث أن يقرر مدى تأثير كل عامل من العوامل وكذلك تأثير التفاعل بين هذه العوامل المختلفة .[1]

لنفرض أن باحثا معينا حصل على معلومات مؤداها أن الطلبة الذين درسوا المدخل إلى علم النفس يحصلون على درجات عالية فى المناشط الأكاديمية الأخرى أكثر من أولئك الذين لم يدرسوا علم النفس ، وعلى ذلك قد يعتقد البعض أن دراسة علم النفس تؤدى إلى تحسن تحصيل الطالب فى المجالات الأكاديمية الأخرى . قد يكون هذا الزعم حقيقيا ، ولكن كيف نتحقق من صحته ؟

ينبغى أن نفكر فى كل العوامل التى يمكن أن تؤدى إلى حصولنا على هذه النتيجة ، ثم بعد ذلك نضع طريقة للتحكم فى هذه العوامل ، ثم ندرس بعد ذلك المتغير الذى نرغب فى دراسته وإزاء هذه النتيجة نستطيع أن نفكر فى الفروض الآتية :

---

1 Mc. Nemar , Q. , Psychological statistics , 1949 .

١ - هناك عدد أكبر من البنات يدرسن علم النفس ، والمعروف أن البنات يحصلن على تقديرات علمية أحسن من البنين .

٢ - إن الطلاب الأكبر سناً هم الذين يميلون إلى أخذ مقرر في علم النفس والمعروف أن الطلاب الأكبر سناً يحصلون على تقديرات أفضل .

٣ - إن الطلاب الذين يأخذون مقرراً في علم النفس يتمتعون بسمات شخصية من الممكن أن تساعد في التقدم الأكاديمي قبل وبعد دراسة علم النفس .

٤ - نستطيع أن نفترض أن الطلاب الذين يأخذون مقرراً في علم النفس أكثر ذكاء ومن ثم يحصلون على تقديرات أكاديمية أعلى بفضل إرتفاع ذكائهم وليس بفضل دراسة علم النفس .

٥ - إن الطلاب الذين أخذوا مقرراً في علم النفس قد أمضوا في الجامعة سنوات أطول ، ومن ثم يحصلون على تقديرات أفضل .

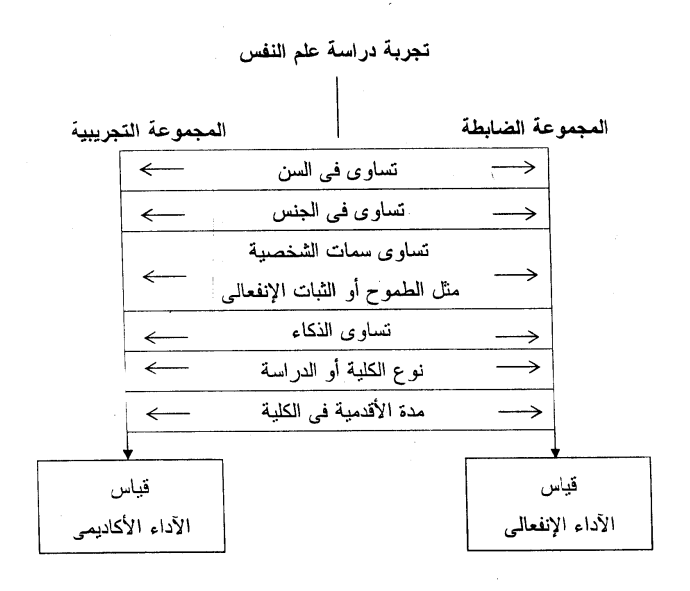
٦ - إن الطلاب الذين يأخذون مقرراً فى علم الـنفس يميلون إلى إختيار المواد الدراسية السهلة ، ومن ثم يحـصلون على تقديرات عالية فيها .

ونحن نريد أن نعرف تأثير العامل المستقل وهو دراسة علم النفس ، ولكننا لمعرفة أثره لابد أن نتمكن مـن الإحتفـاظ بهذه العوامل ساكنة أو ثابتة ، أى لابد من أن نـتحكم فيهـا ، ولكن كيف يتسنى لنا إجراء هذا التحكم ، نستطيع أن نـستخدم مجموعة ضابطة تشبه المجموعة التجريبية فى كل شئ ما عدا العامل المستقل المراد معرفة أثره أى دراسة علم النفس .

وعلى ذلك نختار مجموعتين يتشابه أفرادها فى الجـنس والسن وفى الإستعدادات وسمات الشخصية وفى الذكاء وفـى مدة الأقدمية بالجامعة وفى المناهج أو المواد التـى يختارهـا الطالب بعد ذلك .

ثم نقيس الآداء الأكاديمى لكل من المجموعتين قبل بداية التجربة ثم نقيس هذا الآداء مرة أخرى عند المجموعتين بعد أن تكون إحدى المجموعات قد درست علم النفس . فإذا وجدنا فرقاً جوهرياً بين المجموعتين فإننا نكون متأكدين أن دراسـة علـم

النفس أدت إلى وجود هذا الفرق . والشكل الآتى يوضـــح لنـــا العوامل المتداخلة فى هذه التجربة .



الإستدلال الإحصائى وإختيار العينات :

إن علماء النفس يستهدفون وضع القضايا الصادقة عن كل الأفراد الذين يدرسونهم وقد يكون هؤلاء الأفراد حيوانات أم مرضى أم طلاباً أم ضعاف العقول . والمجتمع الأصلى Population للعينة هو مجموعة من الأفراد محددة تحديداً دقيقاً ، وكل عضو يمتلك نفس الصفة أو نفس النمط من المصنفات المشتركة مع بقية أعضاء هذا المجتمع الأصلى . وحيث أنه من الصعب أن يتعامل مع كل أفراد المجتمع الأصلى ولذلك ينبغى أن نأخذ عينة Samples من المجتمع الأصلى لكى تمثله . إن علماء النفس يطبقون بحوثهم دائماً على عينات Samples فإذا أراد الباحث أن يعرف الفروق الفردية بين البنين والبنات فى إختبار الذكاء الميكانيكى مثلا فإنه يختار عينة من الرجال ولتكن ١٠٠ رجل ومثلها من النساء . ويأمل العالم أن يحصل على مقاييس دقيقة وصادقة من عينته الصغيرة تشبه تلك المقاييس التى كان يحصل عليها لو أنه إمتلك الجهد والوقت وطبق بحثه على ملايين الأفراد أى على المجتمع كله ، إنه يستخدم عينات ثم ينتقل من الحديث عن عينة من الأفراد يمثلون هذا المجتمع . أى أنه يستدل على ما يوجد فى المجتمع كله من دراسة عينة محدودة العدد .

إن الإستدلال من دراسة عينة معينة على وجود صفات تنطبق على المجتمع ككلى يتضمن عملية مقارنة النتائج التجريبية التى حصل عليها من عينته بالنتائج التى يمكن أن يحصل عليها بالصدفة وحدها . إن الباحث يريد أن يتحقق من أن النتائج التى حصل عليها أو الفروق التى حصل عليها حقيقة وموجودة فى المجتمع الأصلى وليست مسألة عرضية أو وقتية أو مصادفة .

لنفرض أننا إلتقينا بشخص يزعم أنه موهوب عقلياً ، وأنه يستطيع أن يعرف إذا رميت له قرشاً على المائدة إذا كان القرش سيكون على وجه الكتابة أم الصورة . ولنفرض أيضاً إن أردنا أن نختبر صحة هذا الزعم ، وأن نتأكد من موهبته الخارقة هذه ، إننا نأخذ هذا الشخص ونلعب معه هذه المباراة المسلية Heads and tails ولكننا نعرف أنه كلما رمينا القرش فإنه طبقاً لقانون الإحتمال إنه ربما يلتقط الإجابة الصحيحة بفعل الصدفة المحضة بنسبة ٥٠% أى أنه يستطيع أن يقول ملكاً أو كتابة وأن تكون إجابته صحيحة فى ٥٠% من المحاولات بفعل الصدفة وحدها . ذلك لأنه لا يوجد إلا إحتمالين فى كل محاولة ، فإما أن تكون الصورة كتابة أو ملكاً ولا تخرج عن هذين الإحتمالين أى أن قطعة العملة أمامها

طريقتين فقط للسقوط ، إما على وجه الكتابة أو علـــى وجـــه الصورة ولنفرض أننا قذفنا له القرش ١٠٠ مرة وأن النجـــاح أصابه فى ٥٥ منها ، فمعنى ذلك أنه حصل على ٥ مرات أزيد مما يمكن الحصول عليه بالـــصدفة البحتـــة أو طبقـــاً لقـــانون الإحتمال ، أى أنه حصل على ٥ زيادة عن المـــستوى الـــذى نتوقعه . هل هذه الزيادة التى حصل عليها هذا الشخص تكفى لتبرير قوله إنه موهوب فى هذه العملية . .

ولنفرض أننا إستحضرنا شخصاً آخر وقام بنفس العملية ونجح فى التعرف على الوجه الصحيح لقطعة العملة فـــى ٤٩ حالة من مائة . ومعنى ذلك أن هناك فرقاً بين هذين الشخصين يساوى ٦ ، هل هذا الفرق ذى دلالة إحصائية أم أنه من الممكن أيضاً أن يكون مجرد صدفة بحتة أو أنه حصل عليه عرضاً . إننا نستطيع أن نحصل على إجابة على هذه المشكلة عن طريق رمى القرش آلاف المرات أو نكلف عدداً من الأشخاص بالقيام بهذا العمل ثم نحصل على عدد الأفراد الذين يحـــصلون علـــى الدرجة ٥٥ وما فوقها . وسوف نجد أن الدرجة ٥٥ وما فوقها يحصل عليها الأفراد مرة كل ٦ مرات . إن هذه النتيجة تحدث مرة كل ٦ مرات بالصدفة البحتة . وإذا لم نستطيع إجراء هذه

التجربة فإننا نرجع إلى جداول الإحتمال ونرى دلالة هذه النتيجة .

وبالمثل نستطيع أن نقرر كم مرة يمكن أن نحصل على فرق مقداره ٦ درجات أو أكثر بين شخصين يقومان بهذه التجربة عندما يقوم كل منهما بـ ١٠٠ محاولة . وسوف نجد أننا نحصل على مثل هذه النتيجة بالصدفة البحتة مرتين فى كل ثلاثة أزواج من المحاولات (أى الفردين معاً) .

ماذا نستطيع أن نقرر إزاء هذا الشخص الذى يزعم أنه موهوب فى معرفة مصير القرش إن هناك إتفاقاً عاماً بين علماء النفس فى قبول نسبة معينة من حصول النتيجة التجريبية بالصدفة البحتة هذه النسبة هى ٥% فقط . ومعنى ذلك أننا لا نعتد بالنتائج التى يمكن حدوثها أكثر من ٥ مرات فى كل ١٠٠ مرة وذلك بفعل عامل الحظ والصدفة وحدهما ويطلق على هذا الإتفاق إسم مستوى الخمسة فى المائة فى الدلالة أو الثقة أو مستوى دلالة ٥ فى المائة The 5 per cent level of confidence or the 5 per cent level of significance فى الغالب يقارن الباحث النتائج التى حصل عليها من بحثه أو من ملاحظاته بالنتائج التى يمكن الحصول عليها بالصدفة البحتة أى النتائج المتوقعة نتيجة الصدفة وتتم

هذه المقارنة عن طريق تطبيق أساليب إحصائية معينة . ونحن لا نعطى أى إهتمام للنتيجة التى لا تختلف عن التوقعات التـــى يمكن أن تحدث بالصدفة البحتة .

فإذا أردنا أن نعرف ذكاء ألفين من الطلاب المـــستجدين وإذا أردنا أن نعرف الفرق بين الجنسين فى الذكاء – فإننا ربما نكتفى بقياس ذكاء ١٠٠ شاب و ١٠٠ شـــابة – ثـــم نحـــسب المتوسط الحسابى وكذا الإنحراف المعيارى لكـــل مجموعـــة . ولنفرض أننـــا وجـــدنا أن متوســـط ذكـــاء الطلبـــة الـــذكور هو ١١٩ وأن قيمة الإنحـــراف المعيـــارى ٥ درجـــات بينمـــا كان متوسط ذكاء البنات ١٢٢ وقيمـــة الإنحـــراف المعيـــارى ٤ درجات .

هل هذا فرق حقيقى وجوهرى أم إنه مجرد خطـــأ فـــى القياس أو فى إختيار العينة وإلى أى مـــدى يمكـــن أن نتوقـــع Expect هذا الفرق بمجرد الصدفة ، أى ما هى نسبة إحتمـــال Probability حدوث هذا الفرق بالصدفة البحتة . إننا حصلنا على النتيجة الحالية من دراسة مائة شاب ومائة شابة ، ولكـــن ليس لدينا دليل على أننا سوف نحصل على نفس هذه النتيجة إذا طبقنا بحثنا على مائة ذكر ومائة أنثى آخرين ، ربما يختلفـــون عن أفراد المجموعة الحالية ، إننا نستخدم الأساليب الإحصائية

فى مقاييس الدلالة لمعرفـــة درجـــة الثقـــة Confidence أى إحتمال حصول هذه النتيجة بالصدفة البحتة . ربما يكون هـــذا الفرق مجرد ذبذبة إحصائية فى الدرجات ولا يعبر عن وجـــود فرق طبيعى وحقيقى فى الأفراد ، إننا لا نـــستطيع أن نـــستدل على خاصية معينة ونزعم أنها توجد فـــى المجتمـــع الأصـــلى على حين أنها لا توجد إلا فى أفراد عينـــة البحـــث وحـــدها ، إننا لا نستطيع أن نعمل هذا الإستدلال أو ذلـــك الإنتقـــال مـــن خواص عينة البحث إلى أفراد المجتمع الأصلى كله ما لم يكـــن لدينا التبرير الإحصائى والعلمى اللازم . ومن التقاليد المعروفة بين علماء النفس أنهم لا يعيرون نتائج البحوث أى إهتمام ما لم تصل درجة الفروق إلى مستوى ٥% دلالة Beyond the 5 per cent level of significance .

فى معظم التجارب يتعامل السيكولوجى مع مجموعـــات من الأفراد وقلما يستخدم فرداً واحداً فى تجاربه . ولذلك فهـــو يتعامل مع التوزيعات التكرارية لدرجات الأفراد Frequency distributions . والتوزيعات التكرارية وسائل ناجحة فـــى وصف المعطيات وصفاً دقيقاً وتدخل ضمن ما يعـــرف بقـــسم الإحصاء الوصفى Descriptive statistics وفى الغالب مـــا يستخدم الباحث الأساليب الرياضية فى وصف المعطيات التـــى

يحصل عليها ومن أكثر هذه الأساليب إستخداماً مقاييس النزعة المركزية للدرجات Central tendency ، ومقاييس التشتت Dispersion ، ومقاييس النزعة المركزية توضح مدى إتفاق الدرجات مع القيمة المتوسطة ومنها المتوسط الحسابى والوسيط والمنوال أو الشائع أى الدرجة – ذات أكبر تكرار وسط مجموعة الدرجات ، أما الوسيط فهو القيمة التى تنقسم عندها الدرجات إلى نصفين متساويين نصف قيمة أقل من الوسيط والنصف الآخر أكثر منه ، أما المتوسط الحسابى فمعروف إننا نحصل عليه من قيمة مجموع القيم أو مجموع الدرجات على عددها . ومن مقاييس التشتت أو الإنتشار أو تبعثر الدرجات ، الإنحراف المعيارى والمدى الكلى ونصف المدى الربيعى وكلها مقاييس توضح مدى تباعد الدرجات بعضها عن بعض أى تقيس ما يوجد بين المجموعة من فروق فردية واسعة أو ضيقة ، وبذلك نستدل على مدى تجانس أو عدم تجانس عينة البحث فى السمات التى نقيسها ، فالجماعة التى لا يوجد فروق فردية بين أفرادها توصف بأنها متجانسة أى متشابهة .

وهناك نوع آخر من الأساليب الإحصائية يعرف بإسم الإحصاء الإستدلالى Inferential statistics وعن طريق إستخدام هذه الأساليب نستطيع أن نستدل على وجود صفات

معينة فى المجتمع الأصلى من دراسة عينات صغيرة من الأفراد أى أننا نستدل من المعطيات أو المقاييس الصغيرة صفات المجتمع الأكبر الذى أخذت منه عينات البحث . أى أننا ننتقل من المعلوم إلى المجهول أو من الجزئى إلى الكلى ، وهذا بالطبع هو الموقف مع الإستقراء العلمى فى كل العلوم . ونستطيع أن نعمل هذا الإستدلال أو ذلك الإنتقال عندما نقارن النتائج التجريبية العملية التى حصلنا عليها بالنتائج المتوقعة بالصدفة البحتة .

وواضح أن مثل هذه العمليات تتطلب من الباحث الإلمام بالأساليب الإحصائية والرياضية حتى يستطيع أن يختار الأسلوب الإحصائى الذى يناسب بحثه ونوع العينة وعددها ونوع المعطيات التى حصل عليها .

الإرتبـــاط Correlation

من الأساليب الإحصائية الـشائعة مـنهج الإرتبـاط ، ويستخدم لتحديد كم وكيف العلاقة بين متغيرين أو أكثـر مثـل الذكاء والتحصيل الدراسى ، أو القـدرة الميكانيكيـة والقـدرة الحسابية أو الطموح والنجاح فى الحياة أو الفقـر والجريمـة ، أو الطول والوزن وهكذا . يستخرج الباحث معامل الإرتبـاط Correlation Coefficion للدلالـة العدديـة عـن مقـدار الإرتباط . وتبلغ قيمة معامل الإرتبـاط هـذا + ١ إذا كـان الإرتباط كاملاً وموجباً بمعنى أن الطفل الأول مثلاً فى إختبـار الذكاء يكون أيضاً الأول فى إختبـار التحـصيل الدراسـى ، والطفل الثانى فى الإختبار الأول يكون الثانى فـى الإختبـار الثانى ، والطفل الثالث فى الأول يكـون الثالـث أيـضاً فـى الإختبار الثانى وهكذا حتى الطفل الأخير فـى الإختبـار الأول يكون أيضاً الأخير فى الإختبار الثانى . والإرتباط الموجـب يعبر عن علاقة طردية ، بمعنى أن الزيادة فى أحد المتغيـرات والذكاء يتبعها زيادة فى المتغير الثانى " التحصيل " والنقص فى المتغير الأول يتبعه أيضاً نقص فى المتغير الثانى .

أما إذا كانت الزيادة فى المتغير الأول يتبعها نقص فـى المتغير الثانى فتوصف العلاقة فى هذه الحالـة بأنهـا علاقـة

عكسية وإذا كانت كاملة مطلقة يعبر عن معامل الإرتباط بـ - ١ (ناقص واحد صحيح) . وفى هذه الحالة يكون التلميذ الأول فى الإختبار الأول الأخير فى الإختبار الثانى ، والطفل الثانى فى الإختبار الأول يكون قبل الأخير بواحد فى الإختبار الثانى والثالث فى الإختبار الأول يكون قبل الأخير بإثنين فى الإختبار الثانى وهكذا حتى نهاية سلسلة الدرجات .

ولكننا لا نحصل فى التجارب الحقيقية على معاملات إرتباط مطلقة كاملة سواء بالسلب أو الإيجاب ، وإنما نحصل على معاملات إرتباط جزئية أى أقل من الواحد الصحيح . وكلما زادت قيمة معامل الإرتباط ، أى كلما إقتربت من الواحد الصحيح كلما دل ذلك على وجود علاقة حقيقية أو على إرتباط المتغيرين .

يستخدم منهج الإرتباط – كما قلنا لمعرفة العلاقة بين متغيرات مختلفة ولكنه يستخدم أيضاً فى تصميم الإختبارات النفسية الجيدة ، وذلك للتأكد من توفر صفات الإختبار الجيد أى من صدق الإختبار وثباته .

ثبات الإختبار Test Reliability

ويقصد بالثبات أن الإختبار يعطى نفس النتائج كلما أعيد تطبيقه على نفس المجموعة من الأفراد ، أى أننا نتأكد عن طريق ثبات الإختبار أننا نقيس نفس الشئ كلما أعدنا عملية القياس .

ومن الوسائل السهلة للحصول على ثبات الإختبار أننا نطبقه على مجموعة من الأفراد ، ثم بعد فترة زمنية معقولة نعيد تطبيقه عليهم مرة أخرى تحت نفس الظروف التى طبق فيها فى المرة الأولى .

وتعرف هذه الطريقة بإسم طريقة إعادة الإختبار The test – retest method وهناك طريقة أخرى وهى تصميم صورتين من نفس الإختبار : الصورة أ مثلاً والصورة ب على أن يكونا متساويتين فى كل شئ ثم تطبق هاتين الصورتين على مجموعة معينة من الأفراد .

كذلك يستطيع الباحث أن يقسم الإختبار إلى نصفين متساويين عن طريق أخذ الأسئلة ذات الأرقام الزوجية على حدة والأسئلة ذات الأرقام الفردية على حدة .

- هل يحصل نفس الأفراد على نفس الرتبة أو الدرجة أو الترتيب عندما نعيد قياسهم ؟ إلى أى مدى تميل درجات الأفراد أن تتشابه عند إعادة القياس ؟

ومن الأساليب السهلة لحساب معامل الإرتباط إيجاد قيمة معامل إرتباط الرتب Rank - Order Correlation بين الدرجات فى المرة الأولى وفى المرة الثانية . والمعروف أنه يندر أن يحتل الفرد نفس المكانة النسبية التى إحتلها فى المرة الأولى أن يحتلها فى المرة الثانية .

ولنفرض أننا إستخدمنا عينة مكونة من عشرة أفراد وأننا طبقنا عليهم إختباراً معيناً ، وحصلنا على الدرجات الخاصة بهم ثم رتبناهم ترتيبا تنازلياً أى من الأعلى إلى الأسفل . ثم لنفرض أننا أعدنا تطبيق نفس الإختبار على نفس هذه المجموعة وتحت نفس الظروف ثم عملنا ترتيباً تنازلياً أيضا لهؤلاء الأفراد .

وإذا فرضنا أن الطالب الذى حصل على المركز الأول فى المرة الثانية وأن التلميذ الذى حصل على المركز الثانى فى المرة الأولى حصل على نفس المركز الثانى فى المرة الثانية وهكذا حتى نصل إلى التلميذ الأخير فى المرتين .

وواضح أننا أمام علاقة وثيقة بـين سلـسلة الـدرجات ومعنى ذلك أن الإختبار ثابت . ولتحديد ذلك إحـصائيا نقـوم بحساب معامل إرتباط الرتب . ويتضح وجود نزعة فى رتـب التطبيق الأول أن تتفق مع الرتب فى المرة الثانيـة أو تتـشابه معها .

والجدول الآتى يوضح لك هذه العلاقة :

الأفراد	الرتبة فى التطبيق الأول	الرتبة فى التطبيق الثانى
محمد	١	١
أحمد	٢	٢
محمود	٣	٣
على	٤	٤
حسن	٥	٥
هالة	٦	٦
هويدا	٧	٧
طارق	٨	٨
عواطف	٩	٩
عبد الرحمن	١٠	١٠

وواضح أن هناك إرتباطا بين الدرجات فى الحـــالتين ، ولقد قيس معامل إرتباط الرتب ووجد أنه يساوى ٠,٩٠ وهــو إرتباط عال ويدل على أن الإختبار ثابت .

ولكن تأمل الحالة الآتية التى تعبر عن علاقة عكــسية سلبية .

الأفراد	الرتبة فى الإختبار الأول	الرتبة فى الإختبار الثانى
سوسن	١	١
توفيق	٢	٢
فاروق	٣	٣
فاطمة	٤	٤
إبراهيم	٥	٥
عبد العاطى	٦	٦
محمود	٧	٧
أحمد	٨	٨
حسن	٩	٩
على	١٠	١٠

إن التلميذ الأول فى الإختبار الأول هـو الأخيـر فـى الإختبار الثانى وفى هذه الحالة يساوى معامل الإرتباط [- ١] ويسمى بالإرتباط السالب Negative correlation .

أما الإرتباط المطلق أو الكامل الموجب فتكون الرتب على النحو الآتى :

الأفراد	الرتب فى الإختبار الأول	الرتب فى الإختبار الثانى
محمد	١	١
حسن	٢	٢
محمود	٣	٣
على	٤	٤
توفيق	٥	٥
مجدى	٦	٦
طارق	٧	٧
سمير	٨	٨
رفعت	٩	٩
أسامة	١٠	١٠

ومعنى ذلك أن قيمة معامل الإرتباط تتراوح ما بين +١، - ١ وبطبيعة الحال يمكن أن تكون قيمته صفراً في هذه الحالة لا يكون هناك أية علاقة أو إرتباط بين المتغيرين .

وإليك طريقة حساب معامل إرتباط الرتب :

الأولاد	الرتبة الأولى	الرتبة الثانية	الفرق	$(الفرق)^2$
محمد	٣	٥	- ٢	٤
حسن	٤	١٠	- ٦	٣٦
محمود	٥	٦	- ١	١
على	٢	١	١	١
توفيق	٧	٤	٣	٩
مجدى	٨	٣	٥	٢٥
طارق	١	٨	- ٧	٤٩
سمير	٩	٢	٧	٤٩
رفعت	٦	٩	- ٣	٩
أسامة	١٠	٧	٣	٩

ونحصل على معامل إرتباط الرتب (P) بالمعادلة الآتية :

وهو $prhe = ١ - \frac{٦ \text{ مج ح}^{٢}}{\text{ن}(\text{ن}^{٢} - ١)} = ١ - \frac{٦ (١٩٢)}{١٠ (٩٩)} = ١ - \frac{١١٥٢}{٩٩٠}$

$= - ٠,٦٤$

حيث يدل الحرف مج على المجموع .

ويدل الحرف ح على الإنحراف أى الفرق بين الرتب فى الإختبارين .

ويدل الحرف ن على عدد الأفراد وهو عشرة فى هذه الحالة .

وقيمة الإرتباط فى هذه الحالة ٠,٦٤ وهو إرتباط لا بأس به .

ولكن فى البحوث العملية لا تستخدم عينة صغيرة مثل هذه العينة كذلك فإن هناك طرقاً أخرى أكثر دقة فى تحديد العلاقة بين متغيرين منها معامل إرتباط بيرسون The product – moment حيث يتعامل مباشرة مع الدرجات

نفسها التى يحصل عليها الأفراد ولا تعتمد على معيار تقريبـــى مثل الرتب .

قياس صدق الإختبار

Validity of Test

يقال إن الإختبار صادق إذا كان يقــيس مــثلاً الــسمة أو القدرة أو الإستعداد أو الميل أو العرض الذى وضع من أجل قياسه . ويمكن تحديد درجة صدق الإختبار عن طريق تطبيق الإختبار الجديد المطلوب التأكد من صدقه على مجموعة مـــن الأفراد والحصول على سلسلة من الدرجات ثم تطبيق إختبـــار آخر مستقل يعـــرف بإســـم المحـــك أو المعيـــار Criterion أو الميزان ويقيس نفس السمة ، ولكن سبق التأكد من صدقه فى قياس هذه السمة . ثم نحصل على سلسلة أخرى من الدرجات لنفس الأفراد . كذلك يمكن إفتراض أن الذكاء مثلاً يترابط مع التحصيل الدراسى فى المدرسة ، بمعنى أنه كلمـــا زاد ذكـــاء التلميذ كلما زاد تحصيله الدراسى ، وفى ضوء هـــذا الفـــرض نستطيع أن نقيس ذكاء الأطفال ، ثم نقيس تحصيلهم ، ثم نوجد معامل الإرتباط بينهما . فإذا كان معامل الإرتبـــاط كبيـــراً أى

نحو ٠,٧ أو أزيد قلنا إن الإختبار الجديد صادق أى أنه يقيس فعلاً ذكاء الأطفال .

كما قلنا إن منهج الإرتباط يستخدم فى كثير من البحوث النفسية إلى جانب إيجاد الصدق والثبات ، فنستطيع أن نحدد العلاقة بين المتغيرات الآتية بإستخدام منهج الإرتباط :

- العلاقة بين الذكاء الميكانيكى والذكاء اللفظى .
- العلاقة بين القدرة الرياضية والقدرة المدرسية التحصيلية .
- العلاقة بين السرعة فى القراءة والقدرة على الحفظ والتذكر .
- العلاقة بين زمن الرجع للمثيرات السمعية وزمن الرجع للمثيرات البصرية.
- العلاقة بين السن والقدرة البصرية .
- العلاقة بين النزعات العصابية المرضية والتحصيل الأكاديمى .
- العلاقة بين سرعة التعلم وقوة المثيرات أو الدوافع على التعليم .

- العلاقة بين مستوى الدخل والجريمة .
- العلاقة بين التدين والصحة النفسية .
- العلاقة بين النشاط الترويحى والصحة النفسية .

هذه المشكلات وكثير غيرها يمكن أن تحل عن طريق إستخدام منهج الإرتباط .

التنبؤ والإرتباط

عندما نعرف أن عاملين مترابطان فإننا نستطيع أن نتنبأ بأحدهما عندما نعرف الآخر ، فإذا كان هناك إرتباط بين الذكاء والتحصيل وإذا قسمنا ذكاء طالب ما ، فإننا نستطيع أن نتنبأ بالعامل الآخر وهو التحصيل .

ولكن لإمكان هذا التنبؤ لابد أن يكون معامل الإرتباط ذا دلالة إحصائية عالية أى لابد أن يكون له درجة تأكد عالية .

فالمعروف مثلاً أن هناك معامل إرتباط قدره ٠,١٢ بين الطول والذكاء . ولكننا لا نستطيع أن نتنبأ بدرجة عالية من الصدق بذكاء الفرد من معرفة طوله . إن مثل هذا الإرتباط الايجابى يعنى أن هناك ميلاً لدى الرجال الطوال أن يحصلوا على درجات عالية على إختبارات الذكاء .

وتفصيل هذا الإرتباط البالغ قدره ١٢,٠، أن الباحث قاس ذكاء ١٠٠٠ شخص ثم قاس طول قامتهم ، ثم قسم هذه المجموعة حسب الطول إلى مجموعتين متساويتين أى كل منهما ٥٠٠ شخص .

(أ) مجموعة طويلة عددها ٥٠٠ شخص .

(ب) مجموعة قصيرة عددها ٥٠٠ شخص .

ثم قسم المجموعة الكلية تبعاً لدرجاتهم فى الذكاء إلى مجموعتين متساويتين قوام كل مجموعة ٥٠٠ شخص وهى

(أ) مجموعة مرتفعة الذكاء وعددها ٥٠٠ شخص

و(ب) مجموعة ضعيفة الذكاء وعددها ٥٠٠ شخص

ثم بحث عن عدد الأشخاص طوال القامة الذين كانوا فى المجموعة الذكية ووجدهم ٢٦٥ شخصاً من بين الـ ٥٠٠ شخص بينما لم يجد ضمن المجموعة الذكية إلا ٢٣٥ شخصاً من قصار القامة وهذا هو المعنى الحقيقى لمعامل الإرتباط الذى حصل عليه هذا الباحث .

وهناك علاقة أكثر وضوحاً هى الإرتباط بين الذكاء والتحصيل الجامعى فكثير من الدراسات التى تكشف عن وجود

إرتباط بين التحصيل والذكاء يبلغ نحو ٠,٧٠ وشرح مثل هـذا الإرتباط أننا إذا قسنا ذكاء ١٠٠٠ طالب ثم قـسنا تحـصيلهم أو تقديراتهم الجامعية لوجدنا أن هناك ٣٧٠ طالباً من مرتفعى الذكاء ضمن الـ ٥٠٠ مرتفعى التحصيل أيضاً .

أى أننا إذا قسمنا المجموعة إلى ٥٠% مرتفعى الـذكاء فيكون لدينا نصف المجموعة مرتفع الذكاء والنصف الآخر قليل الذكاء ، وسنجد أن هناك نسبة كبيرة بـين مرتفعـى الـذكاء يحصلون تحصيلاً جيداً أيضاً أى يقعون فى النصف الممتاز من المجموعة كلها من حيث التحصيل . ومعنى هـذا أنـه كلمـا زادت قيمة معامل الإرتباط كلما زاد التنبؤ بالعامل الآخر .

ويمكن إستخدام الجدول الآتى لتوضـيح قيمـة معامـل الإرتباط ودرجة التنبؤ بوقوع الأفراد فى نـصف المجموعـة الممتاز .

قيمة معامل الإرتباط	النسبة المئوية لإحتمال وقوع النصف الممتاز على الإختبار الأول فى النصف الممتاز على الإختبار الثانى
٠	٥٠%
٠,١٠	٥٣%
٠,٢٠	٥٧%
٠,٣٠	٦٠%
٠,٤٠	٦٣%
٠,٥٠	٦٧%
٠,٦٠	٧٠%
٠,٧٠	٧٤%
٠,٨٠	٧٩%
٠,٩٠	٨٥%
٠,٩٥	٩١%
١,٠٠	١٠٠%

وواضح من الجدول أنه كلما زادت قيمة " r " كلما زادت درجة التنبؤ .[١]

---

1 Sanford , F. H. Psychology .

معامل إرتباط بيرسون :

سبق أن شرحنا معامل إرتباط الرتب ، وهو الذى يعتمد على ترتيب الأفراد وليس على الدرجات الحقيقية ، ولذلك فليس فيه مستوى الدقة التى نجدها فى نوع آخر من إرتباط يسمى إرتباط بيرسون Pearson أو Product - moment والمثال الآتى يوضح لك كيفية حساب معامل إرتباط بيرسون والدرجات مستمدة من تطبيق الإختبار اللفظى فقط على ٢٠ من المتقدمين للدخول فى إحدى مدارس ضعاف العقول وذلك من إختبار سانفورد بينيه Sanford - Bient وبعد شهر طبق عليهم الإختبار كله ووجد أن هناك معامل إرتباط قدره ٠,٨٩٥ .

الأفراد	الدرجة على الإختبار الأول	الدرجة على الإختبار الثانى
	(س)	(ص)
١	٤٧	٤٩
٢	٣٥	٣٧
٣	٤٦	٤٩
٤	٤٠	٤٢
٥	٥٢	٥٥
٦	٤٦	٤١

٧	٤٢	٤٥
٨	٣٥	٣٦
٩	٣٨	٣٧
١٠	٤٢	٤١
١١	٤١	٣٩
١٢	٥٢	٤٩
١٣	٢٧	٣٨
١٤	٤٦	٤٦
١٥	٤٦	٤٤
١٦	٤٥	٤٤
١٧	٤٤	٤٥
١٨	٤٦	٤٩
١٩	٥٠	٤٨
٢٠	٤٥	٤٧
المجموع	٨٧٥	٨٨١
مجموع المربعات	٣٨٧٥٥	٣٩٣٠٥

معامل الإرتباط (ر) يساوى =

$$\frac{\text{ن مج س ص} - \text{مج س مج ص}}{\sqrt{\text{ن مج س}^{2} - (\text{مج س})^{2}}\ \sqrt{\text{ن مج ص}^{2} - (\text{مج ص})^{2}}}$$

$$= \frac{\text{٢٠}\ (\text{٣٨٩٧٩}) - (\text{٨٧٥})\ (\text{٨٨١})}{\sqrt{\text{٢٠}\ (\text{٣٨٧٥٥}) - (\text{٨٧٥})^{2}}\ \sqrt{\text{٢٠}\ (\text{٣٩٣٠٥}) - (\text{٨٨١})^{2}}}$$

$$= \frac{\text{٨٦٨٥}}{\text{٩٩,٦٩} \times \text{٩٧,٣٤}} = \text{٠,٨٩٥}$$

حيث يدل الحرف ر على معامل إرتباط بيرسون .

حيث يدل الحرف ن على عدد أفراد العينة أى عدد القيم .

حيث يدل الحرف س على درجات الأفراد فى الإختبار الأول .

حيث يدل الحرف ص على درجات الأفراد فى الإختبار الثانى.

حيث يدل الحرف مج على مجموع قيم .

إن معاملات الإرتباط توضح لنا مدى إتفاق أنماط معينة من السلوك مع أنماط أخرى ، ولكن لا نستطيع أن نستفيد من معاملات الإرتباط فى التنبؤ إذا كانت أقل من ٠,٦٠ يوضح لنا معامل الإرتباط البالغ ٠,٨٩٥ أن الجزء اللفظى من الإختبار يرتبط إرتباطاً عالياً بالإختبار كله .

الإرتباط والعلية

Correlation and Causality

هل الإرتباط دليل على العلية ؟ هل إذا إرتبط العامل أ بالعامل ب كان معنى ذلك أن أ هو سبب حدوث ب ؟ هل إذا إرتبط الفقر بالجريمة فهل معنى ذلك أن الفقر هو سبب الجريمة ؟ .

إن الإرتباط لا يدل على أكثر من أن هناك عاملين يختلفان معاً كأن يزيدان معاً ، أو ينقصان معاً إنه لا يدلنا على أن التغير فى العامل الأول هو سبب التغير فى العامل الثانى ، إن الذكاء لا يسبب طول القامة . والعكس صحيح فإن طول القامة لا يسبب ذكاء الفرد فقد ترتفع نسبة حوادث إصابات السيارات فى الطرق ويصاحب هذا زيادة فى عدد المدارس ، ولكن معنى ذلك أن زيادة عدد المدارس هى التى تسبب فى

زيادة حوادث الطريق ، وقد يرتبط زيادة عدد المواليد مع زيادة محصول القطن خلال عدة سنوات ، ولكن ليس معنى ذلــك أن أحدهما سبب في وجود الآخر .

إننا لا ينبغي أن نقفز من وجود " الإرتباط " ، إلى تقرير " علاقة سببية " أو علية بين العوامل المرتبطة . إن الإرتبــاط لا يعني أكثر من التوافق أو الإتفاق فعندما نقول إن أ تتــرابط مع ب ، فليس من الضروري أن تكون أ هي سبب ب فقد تكون ب هي سبب أ ، وقد يرجع الإرتباط أي الزيادة أو النقص في أ و ب معاً إلى عامل آخر ثالث بعيداً عن التجربة . فالتحصيل في اللغة قد يرتبط بالتحصيل في الرياضــيات ، ولكــن لــيس أحدهما سبباً في الآخر ، إنما قد يرجعان معاً إلى عامل ثالــث هو المسئول عنهما معاً مثل الذكاء . وإذا إرتبط الــذكاء مــع طول القامة ، فإن ذلك قد يرجع إلى عامل مشترك ثالث وليكن تقدم صحة الفرد فالأشخاص صحيحوا الجسم الــذين يتغــذون تغذية صحية سليمة يميلون إلى الطول وإلى الذكاء أيضاً أكثــر من غيرهم من الضعاف قصار القامة وهكذا . [1]

---

1 Sanford , F. H. . Psychology : a scientific study of man .

الفصل الثامن

دلالة الفرق بين متوسطى عينتين صغيرتين واختبار (ت)

عرضنا فى الفصل السابق خصائص منحنى توزيع ذ ، وعرفنا أن المساحات التى توجد أسفل المنحنى يمكن تفسيرها فى ضوء المفاهيم الاحتمالية ، وعرفنا كيف نستخدم مفهوم الاحتمالية حتى حدود الثقة فى تقدير موقع متوسط المجتمع الأصل بالنسبة لمتوسط عينة عشوائية كبيـــرة ، وسنطبق فى هذا الفصل كثيرا من هذه الأفكار على اختبار دلالة الفرق بين متوسطين ، وهذا أحد الأساليب الرئيسية لتقويم لنتائج التجريبية ونتائج تطبيق الاختبارات ، وحيث أننا سنتعامل هنا مع عينات صغيرة فسترتكز تقديرات الاحتمالية على مجموعة من المنحنيات تشابه منحنى توزيع ذ ، وإن كانت لا تماثله ، كما سنفيد من توزيع ت ، واستخدامنا لتوزيع ت . ليس راجعا إلى أننا سنتعامل مع عينتين فى نفس الوقت . وليس مع عينة واحدة كما فى الفصل السابق ، ولكـــن لأن العينتين صغيرتان ، ويقوم توزيع ت على أساس تقديرات العينة الصغيرة لتباين المجتمع الأصل. وتطبق المبادئ العامة فى هذا الفصل أيضا على الحالة التى يستخدم فيها توزيع ذ مع عينـــات كبيرة ، والواقع ، فإنه بالنسبة للعينات الكبيرة (عندما تكون ن = ٢٠٠ أو أكثر) تكون قيم ذ ، ت متماثلة تقريبا لقيم الاحتمالية التى تستخدم عادة .

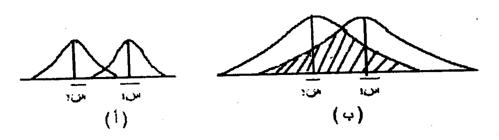
١ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين صغيرتين مستقلتين واختبار (ت)

من أهم تطبيقات الأدوات الإحصائية التى عرضناها حتى الآن ، اختبار دلالة الفرق بـــين متوسطين . والحاجة إلى مثل هذا الاختبار ضرورية فى كثير من البحوث . ولنوضح هذا بمثال .

فى الامتحان النهائى لمقرر ما يدرسه عدد كبير نوعا من الطلبة والطالبات وجد أن الدرجة المتوسطة لعينة عشوائية تتكون من إحدى عشرة طالبة ($\overline{س_1}$) ، كانت ٥٠ ، بينما وجد أن هـــذه الدرجة المتوسطة لعينة عشوائية من أحد عشر طالبا ($\overline{س_2}$) كانت ٤٤ تقريبا . وبـــذلك تكـــون الطالبات أكثر تفوقا من الطلبة فى هذا المقرر لأن $\overline{س_1}$ أكبر من $\overline{س_2}$. ولكن هل يمكننا أن نثق فى هذا الحكم السطحى . فهل $\overline{س_1}$ أكبر من $\overline{س_2}$ بدرجة ذات دلالة ؟ أو أن هذا مجرد نتيجـــة لصدفة . فإذا أخذنا عينات أخرى من الطلاب والطالبات الذين يدرسون هذا المقرر فهل يختفى هذا الفرق ، أو ربما ظهر فى الاتجاه المضاد بحيث تكون $\overline{س_2}$ أكبر من $\overline{س_1}$ ؟

الإجابات عن هذه الأسئلة تتوقف على عاملين عامين (بالإضافة إلى التحرر من التشويه فى اختبار العينات) وهما حجم الفرق ، وتباين العينات . فالفرق يمكن أن تكون له دلالة إذا كانت

الدرجات متجمعة حول المتوسط فى كل من العينتين ، بحيث يتداخل منحنا التوزيعين بعض الشىء ، إن كان هناك أى تداخل ، كما يظهر شكل ١٠ (أ) .



شكل (١٠)

ومن جهة أخرى . فإن الفرق يمكن ألا يكون له دلالة ، إذا كان تباينا العينتــين كبيــرين بحيث يتداخل التوزيعان تداخلا كبيرا ، كما فى شكل ١٠ (ب) .

وهناك طرق عديدة مستخدمة لاختبار دلالة الفرق بين متوسطى عينتين . وهى عادة مــا تتضمن استخدام اختبار " ت " ويتطلب هذا حساب وتقويم إحصاء يعرف بإحصاء "ت" وهو نسبة تأخذ فى الاعتبار كلا من مدى الاخــتلاف بــين المتوســطين ، وتبــاين كــلا مــن العينتــين وبالنسبة لأغراضنا الحالية ، يمكن تعريف الإحصاء " ت " بأنه النسبة بين الفرق بين متوســطى العينتين . والخطأ المعيارى لهذا الفرق . بمعنى أن :

$$\text{ت} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعيارى لهذا الفرق}}$$

$$\therefore \text{ت} = \frac{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2}{\text{ع}\,(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2)} \qquad (٨ ، ١)$$

حيث :

$\text{ع}\,(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2)$ هو الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين $\bar{\text{س}}_1$ ، $\bar{\text{س}}_2$. وهناك عدة معادلات لحساب هذا الخطأ

وتنطبق أبسط معادلتين منهما فقط عندما تكون العينتان لهما نفس الحجم ، بمعنى أن

$\text{ن}_1 = \text{ن}_2 = \text{ن}$

عندئذ يكون الخطأ المعيارى : $(\text{خ.م}) = \text{ع}\,(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2) = \sqrt{\frac{\text{مج ح}_1^2 + \text{مج ح}_2^2}{\text{ن}\,(\text{ن} - 1)}}$ (٨ ، ٢)

حيث $\text{ح}_1 = \text{س}_1 - \bar{\text{س}}_1$ ، $\text{ح}_2 = \text{س}_2 - \bar{\text{س}}_2$

ويمكن كتابة هذه المعادلة أيضا بالصورة التالية :

$$خ.م = ع\,(\overline{س_1} - \overline{س_2}) = \sqrt{\frac{ع^2}{ن}} \qquad (٨ ، ٣)$$

حيث $ع^2 = \left(\frac{مج ح_1^2 + مج ح_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2}\right)$

والمعادلة (٨ ، ٢) أسهل فى الاستخدام ، ولكن المعادلة (٨ ، ٣) لها ميزات معينة ، ستناقش فيما بعد (ص ٩٦) وعلى أى حال فإن المعادلتين تعطيان نفس النتائج العددية ، وتستخدم أولا المعادلة (٨ ، ٢) وهى أسهل فى تذكرها ، لأن الحدود التى توجد أسفل علامة الجذر التربيعى هى مجموع تباينتى المتوسطين ، التى تعطيها المعادلة (٧، ٢) ولنستمر فى مثالنا ، وسنقوم بحساب قيمة ت لنتائج الامتحان للعينتين الصغيرتين للطلاب والطالبات (ن = ١١ لكل منهما) . ولنر ما يمكن استنتاجه فيما يتعلق بالعينتين الأكبر ، أو المجتمعين الأصليين الذى أخذنا منهما عينتى الطلاب والطالبات بطريقة عشوائية .

إن طريقة حساب ت سهلة نسبيا (أما التقويم فأمر مختلف) . ويتم حساب ت باستخدام المعادلتين (٨ ، ١) ، (٨ ، ٢) على أربع خطوات :

الخطوة ١ : احسب المتوسطين ، وقد أعطينا فى مثالنا

$\overline{س_1} = ٥٠ \quad ، \quad \overline{س_2} = ٤٤$

الخطوة ٢ : احسب مج $ح_1^2$ ، مج $ح_2^2$ بأكثر الطرق ملائمة (انظر فصل ٤، القسمين ٣،٤) أما هنا فقد أعطى مجموعا مربعى الانحرافين عن المتوسطين :

مج $ح_1^2 = ٢٠٠$

مج $ح_2^2 = ٢٤٠$

الخطوة ٣ : احسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين باستخدام المعادلة (٨ ،٢) ، وبمراعاة أن ن = ١١

$$(خ.م) = ع\,(\overline{س_1} - \overline{س_2}) = \sqrt{\frac{مج ح_1^2 + مج ح_2^2}{ن(ن-1)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٠٠ + ٢٤٠}{١١ \times ١٠}} = \sqrt{٤} = ٢,٠٠$$

الخطوة ٤ : احسب النسبة ت ، باستخدام المعادلة (٨ ، ١)

$$ت = \frac{\overline{س_1} - \overline{س_2}}{ع\,(\overline{س_1} - \overline{س_2})} = \frac{٥٠ - ٤٤}{٢} = ٣,٠٠٠$$

أوضح رجال الإحصاء أنه عندما ترتكز ت على الفروق الناشئة عن الصــدفة ، والتــى تحدث بين متوسطى كثير من أزواج العينات ، التى تختار اختيارا عشوائيا من نفــس المجتمــع الأصل من الدرجات ، فإن ت تتوزع بنمط يعد تقريبا جيدا لمنحنــى الاحتماليــة الاعتــالى إذا استخدمت عينات كبيرة . أما بالنسبة للعينات الصغيرة (فى حدود ٣٠ أو أقل) ، فإن توزيــع ت يختلف عن النمط الاعتدالى بدرجة تتطلب جدولا خاصا بقيم ت ، نؤسس عليه تقديراتنا للاحتمالية ، وسوف نعرض هذا الجدول فى الخطوة الثالثة لتقويم ت .

الخطوة ١ : صياغة فرض صفرى **null hypothesis** يرمز له بــالرمز (فــصــفر) . وهنا يفترض مؤقتا أن العينتين تنتميان إلى نفس المجتمع الأصل . بمعنى أننا نفترض عدم وجود فرق بين المتوسطين الحقيقيين للمجتمعين الأكبر (للطلبة والطالبات) الذى أخذنا منه مجمــوعتى الدرجات *

ويعبر عن هذا بالمعادلة :

$$\text{ف}_{\text{صفر}} : \mu_1 = \mu_2$$

وتقرأ كما يلى : (أن الفرض الصفرى يكون بحيث أن $\mu_1 = \mu_2$) وبهــذا يكــون فرض أن العينتين تأتيان من نفس المجتمع الأصل ، طريق إلى الوراء لعمل الأشياء . لأننا عادة نكون مهتمين بالفرق المحتمل بين المتوسطين ونكون مهتمين بالبحث عن أى دليل على أن فــصفر يحتمل أن يكون غير صحيح ، وأن العينتين تأتيان من مجتمعين أصليين مختلفين . ومع هذا فينبغى استخدام الفرض الذى يقول بوجود أصل مشترك لمجتمع تنتمى إليه العينات لأن توزيع ت ، كما عرفناه - يرتكز على افتراض أن أزواج العينات اختيرت من نفس المجتمع الأصل .

الخطوة ٢ : على أساس فرضنا الصفرى نحدد الاحتمال التقريبى ، فى أن تكون قيمة ت بالحجم الذى حصلنا عليه (أو أكبر منه) حادثة على أساس تباينات راجعة للصدفة فى الفروق بين أزواج من العينات اختيرت من نفس المجتمع الأصل . ولكى نقوم بهذا ينبغى أن نستخدم الجدول ١١ . وهو عبارة عن جدول ت . وكل رؤوس أعمدة هذا الجدول (فيما عدا الأولى) هى عبارة عن قيم احتمالية (ح) ، أما الصنوف فتعطينا قيم ت المناظرة للقيم الاحتمالية (ح) المختلفــة . ولكن قيم ت تختلف من صف إلى صف وفقا لحجم العينات. ويحدد حجم العينة بالرمز (د . ح .) . الذى يمثل درجات الحرية * . وهى ترتبط ارتباطا كبيرا بعدد أفراد العينة ن ، ولكنها ليست مساوية له تماما إذ أن :

---

* نفترض أيضا تباينات متساوية ، ولكننا مهتمين هنا أساسا بالمتوسطات .

* يناقش معنى هذا المفهوم فى فصل ١٥ ، قسم ٣ .

جدول (١١)

توزيع ت

د . ح .	احتمالية** = ٠,٢٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠٢
١	٣,٠٨	٦,٣١	١٢,٧	٣١,٨	٦٣,٦	٣١٨,٣
٢	١,٨٩	٢,٩٢	٤,٣٠	٦,٩٧	٩,٩٣	٢٢,٣
٣	١,٦٤	٢,٣٥	٣,١٨	٤,٥٤	٥,٨٤	١٠,٢
٤	١,٥٣	٢,١٣	٢,٧٨	٣,٧٥	٤,٦٠	٧,١٧
٥	١,٤٨	٢,٠٢	٢,٥٧	٣,٣٧	٤,٠٣	٥,٨٩
٦	١,٤٤	١,٩٤	٢,٤٥	٣,١٤	٣,٧١	٥,٢١
٧	١,٤٢	١,٩٠	٢,٣٧	٣,٠٠	٣,٥٠	٤,٧٩
٨	١,٤٠	١,٨٦	٢,٣١	٢,٩٠	٣,٣٦	٥,٥٠
٩	١,٣٨	١,٨٣	٢,٢٦	٢,٨٢	٣,٢٥	٤,٣٠
١٠	١,٣٧	١,٨١	٢,٢٣	٢,٧٦	٣,١٧	٤,١٤
١١	١,٣٦	١,٨٠	٢,٢٠	٢,٧٢	٣,١١	٤,٠٣
١٢	١,٣٦	١,٧٨	٢,١٨	٢,٦٨	٣,٠٦	٣,٩٣
١٣	١,٣٥	١,٧٧	٢,١٦	٢,٦٥	٣,٠١	٣,٨٥
١٤	١,٣٥	١,٧٦	٢,١٥	٢,٦٢	٢,٩٨	٣,٧٩
١٥	١,٣٤	١,٧٥	٢,١٣	٢,٦٠	٢,٩٥	٣,٧٣
١٦	١,٣٤	١,٧٥	٢,١٢	٢,٥٨	٢,٩٢	٣,٦٩
١٧	١,٣٣	١,٧٤	٢,١١	٢,٥٧	٢,٩٠	٣,٦٥
١٨	١,٣٣	١,٧٣	٢,١٠	٢,٥٥	٢,٨٨	٣,٦١
١٩	١,٣٣	١,٧٣	٢,٠٩	٢,٥٤	٢,٨٦	٣,٥٨
٢٠	١,٣٣	١,٧٣	٢,٠٩	٢,٥٣	٢,٨٥	٣,٥٥
٢١	١,٣٢	١,٧٢	٢,٠٨	٢,٥٢	٢,٨٣	٣,٥٣
٢٢	١,٣٢	١,٧٢	٢,٠٧	٢,٥١	٢,٨٢	٣,٥١
٢٣	١,٣٢	١,٧١	٢,٠٧	٢,٥٠	٢,٨١	٣,٤٩
٢٤	١,٣٢	١,٧١	٢,٠٦	٢,٤٩	٢,٨٠	٣,٤٧

** هذه القيم الاحتمالية لاختبار ثنائي الذيل ، أما بالنسبة للاختبار أحادي الذيل فينبغي أن تقسم هذه القيم على ٢ .

٢٥	١,٣٢	١,٧١	٢,٠٦	٢,٤٩	٢,٧٩	٣,٤٥
٢٦	١,٣٢	١,٧١	٢,٠٦	٢,٤٨	٢,٧٨	٣,٤٤
٢٧	١,٣١	١,٧٠	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٧	٣,٤٢
٢٨	١,٣١	١,٧٠	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٦	٣,٤١
٢٩	١,٣١	١,٧٠	٢,٠٥	٢,٤٦	٢,٧٦	٣,٤٠
٣٠	١,٣١	١,٧٠	٢,٠٤	٢,٤٦	٢,٧٥	٣,٣٩
٤٠	١,٣٠	١,٦٨	٢,٠٢	٢,٤٢	٢,٧٠	٣,٣١
٦٠	١,٣٠	١,٦٧	٢,٠٠	٢,٣٩	٢,٦٦	٣,٢٣
١٢٠	١,٢٩	١,٦٦	١,٩٨	٢,٣٦	٢,٦٢	٣,١٦
α	١,٢٨	١,٦٤٥	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨	٣,٠٩

د . ح . لعينة واحدة = ن – ١

د . ح . بالنسبة لعينتين (كما فى مثالنا الحالى) = $ن_{١} + ن_{٢} - ٢$.

دعنا نرى الآن ماذا يقول الجدول عن قيمة ت ، التى حسبناها للعينتين اللتين تتكونان من ١١ طالبا ، ١١ طالبة ، باستخدام **د . ح .** = ١١ + ١١ – ٢ = ٢٠ بالتحرك من اليمين إلــى اليسار على طول الصف ،نجد أن القيمة التى حصلنا عليها للاحصاءات ، وهى = ٣,٠٠ ، أكبر قليلا من ٢,١٨٥ وهى القيمة الجدولية المذكورة تحت احتمالية = ٠١, . ويعنى هذا أن احتمال الحصول على قيمة ت تبلغ ٣,٠٠ من عينتين عشوائيتين بهذا الحجم من نفس المجتمع الأصل أقل من ٠١, ويعبر عن هذا بالمعادلة ح < ٠١, .

الخطوة ٣ : على أساس قيمة الاحتمالية التى حصلنا عليها ، تصل إلى اســتنتاج عــن معقولية فرضنا الصفرى ، فإذا كانت ح صغيرة جدا ، يرفض الفرض الصفرى ويعتبــر غيــر محتمل ، ويعتبر الفرق بين متوسطى العينتين الذى حصلنا عليه له دلالة (بمعنى أننـــا نــرفض الفرض بأن العينتين مستمدتان من نفس المجتمع الأصل ، ونعتبر أنه من الممكن أنهــا تمــثلان مجتمعين مختلفين) ومع هذا ، فإذا كانت ح كبيرة فإن بعض الشــك يثــور حــول الفــرض ، ولا يمكن اعتبــار الفــرق الذى حصلنا عليه $\bar{س}_{١} - \bar{س}_{٢}$ ، ذا دلالـــة (بمعنى أن القيمـــة الصغيرة لـــ . . . ت كان يمكن أن تحدث نتيجة بيانات نشأت عن الصدفة ، من العينات التـــى اختيرت من نفس المجتمع الأصل ، كما افترض فرضنا) .

وفي حالة العينتين الصغيرتين من الطلبة والطالبات ، نخلص إلى أن متوسطي المجتمعين الكبيرين للطلبة والطالبات ، الذين أخذوا الامتحان ليسا متساويين أى أن : $\mu_1 \neq \mu_2$

ويمكن الاطمئنان إلى أن افتراض أن متوسط مجتمع الطالبات ، أكبر من متوسط مجتمع الطلبة ، أى أن : $\mu_1 > \mu_2$

حيث إنه فى العينتين $\bar{س}_1 > \bar{س}_2$

ولكن هذه النتيجة ليس من الضرورى أن تكون لا مفر منها ، فتحت ظروف معينة يمكن اعتبار الفرض الصفرى ممكنا ، ونخلص إلى أن الفرق بين المتوسطين ليست له دلالة وسنناقش بعض المعايير للتوصل إلى قرار بشأن مصير الفرض الصفرى فى الفقرات التالية :

معايير لرفض الفرض الصفرى أو قبوله

لا يمكن قبول أو رفض فرض صفرى بدقة تامة . ولكن يمكن فقط بيان إن كان محتملا أو غير محتمل ، إلى حد كبير ، وهناك احتمالان حرجان جرى العرف على استخدامهما فى العلوم السلوكية وهما ح = ٠١, ، ح = ٠٥, لقيم ت . وإذا رفضنا فرضا صفريا عندما تكون ح مساوية ٠١, ، أو بأقل منها (ح ≤ ٠١,) فإننا لا نخاطر إلا قليلا إذا رفضنا الفرض ، (ولا يحتمل بأن نخطئ كثيرا فى هذا الفرض) . وعلى الأمد الطويل نقع فى خطأ رفض فرض بغير حق فيما لا يزيد عن ١ % من المرات . وهذا معيار على درجة كبيرة من التشدد .

والحق ، أنه قد يكون مشددا أكثر من اللازم ، فإذا كنا ، لكى نتجنب الوقوع فى خطأ رفض فرض صحيح (ويسمى هذا الخطأ من النمط ١) نصر على هذا المعيار ، أو حتى على معيار أكثر منه تشددا (مثل ح = ٠٠٢,) فإننا يمكن أن نقع فى نوع آخر من الخطأ . فقد نفشل فى رفض فرض خاطئ (يسمى هذا خطأ من النمط ٢) فمثلا فى مثالنا السابق ، إذا كان أداء المجتمع الأكبر للطالبات فى الامتحان أفضل بالتأكيد من أداء المجتمع الأكبر للطلبة $\mu_1 > \mu_2$.

وإذا كنا قد استخدمنا معيارا أكثر تشددا من المعيار الذى استخدمناه (مثلا ح = ٠٠٢,) فإننا كنا سنفشل فى رفض الفرض الصفرى (ف صفر : $\mu_1 = \mu_2$) مع أنه خاطئ فى الواقع. (لأن قيمة ت التى حصلنا عليها كانت ٣,٠٠ وكانت هذه أقل من القيمة ٣,٥٥ المطلوبة لرفض الفرض الصفرى عند مستوى ح = ٠٠٢,) ، واحتمال الوقوع فى النمط الثانى من الخطأ يكون أقل إذا استخدمنا ح = ٠٥, كنقطة لاتخاذ القرار . . باستخدام هذا المعيار لرفض

الفرض الصفرى . إذا كانت ح مساوية ٥ % أو أقل (ح ≤ ٠٥,) ، ونعتبر أن الفرض محتمل إذا كانت ح أكبر من ٥ % (ح > ٠٥,) ويكون هذا عادة توفيقا مناسبا بين أخطار النوعين من الخطأ . ولكن الاختيار المعقول للمعايير المناسبة يتوقف على درجة المخاطرة المتضمنة فى الوقوع فى خطأ قبول أو رفض الفروض المعنيه . فإذا كان القرار الخاطئ مثلا يتضمن المخاطرة بفقد الحياة أو فقد الأعضاء أو فقد الثروة أو فقد الكرامة فينبغى استخدام معايير أكثر تشددا . أما إذا كانت المخاطر التى يمكن الوقوع فيها طفيفة فيكتفى بمعايير أقل تشددا ومع هذا فالمشكلة هى أنه إذا كان احتمال الوقوع فى خطأ من النمط واحد قد قل ، فإن الاحتمال فى وقوع خطأ من النمط ٢ يكون قد زاد ، وهناك مناقشة أكثر تفصيلا لهذه الأمور تحت عنوان اتخاذ القرار فى فصل ١٠ .

ومما هو مثير للاهتمام أن اختبار ت للدلالة لا يتطلب توزيعا اعتداليا تاما للدرجات فى المجتمعات الأصل لأن توزيع ت نفسه يميل إلى أن يصبح اعتداليا إلا إذا كانت العينات صغيرة جدا (حوالى ٢٥) وبشرط أن تكون عينات عشوائية دائما فقد تكون المجتمعات الأصلية على سبيل المثل ، ملتوية التواء كبيرا ولكنها إذا كانت ملتوية فى نفس الاتجاه وبنفس الدرجة فإن اختبار ت يظل صحيحا . ولهذا السبب ولغيره من الاسباب فإن اختبار ت يسمى الاختبار " القوى العنيف " للدلالة ، ومع أن الانحرافات عن الصيغة المعتادة فى المجتمعات الأصلية تكون أقل إخلالا باختبار ت إذا كانت العينات من نفس الحجم كما افترضنا فى المعادلات التى استخدمناها فى هذا القسم فإنه ليس من الضرورى أن تكون العينات ذات حجم متساو ، وسنشرح فيما يلى طريقة للتعامل مع العينات الصغيرة ذات الحجوم غير المتساوية .

٢ – حساب ت لعينات صغيرة مستقلة ذات حجوم غير متساوية

برغم أن المعادلات (٨ ، ٢) ، (٨ ، ٣) لحساب الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين لا يمكن أن تستخدم إلا إذا كانت $ن_1 = ن_2 = ن$ فإن المعادلة التالية التى افترضها ر . أ . فشر تكون ملائمة فى حالة العينات مختلفة الحجم *

$$خ . م. = ع(\overline{س_1} - \overline{س_2}) = \sqrt{ع^2 \left(\frac{ن_1 + ن_2}{ن_1 \times ن_2}\right)} \qquad (٨ ، ٤)$$

وكما فى المعادلة (٨ ، ٣) :

$$ع^2 = \left(\frac{مج ح_1^2 + مج ح_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2}\right) \qquad (٨ ، ٥)$$

* يفترض أن تباينات المجتمع الأصل متساوية تقريبا .

ومن المفيد ، أن نتعرف على الكمية $ع^2$ (وهى بالطبع رمز للتباين) ، لأنها ستعاود الظهور فى الفصول الخاصة بتحليل التباين بصوره المتعددة . ولكن هذه الكمية جزء ضرورى من المعادلة ٨ ، ٤ ، كما أن لها ميزة عاجلة :

فالمقام $ن_1 + ن_2 - 2$ يعطينا درجة الحرية (د . ح .) المناسبة التى ينبغى استخدامها فى جدول ت ، عندما تحسب ت من هذه المعادلة ، من المعادلة ٨ ، ١ .

ومع أن المعادلة ٨ ، ٤ تبدو مستحيلة التطبيق نوعا ، فدعنا نفترض قيما لكل من $ن_1$ ، $ن_2$ ، ولكل من مجموعى المربعين ، ولنر ما يسفر عنه تطبيق المعادلة .

ولنفرض ما يلى :

$$مح\ ح_1^2 = ١٦٠$$

$$مح\ ح_2^2 = ٢٨٨$$

$$ن_1 = ٨$$

$$ن_2 = ١٤$$

ولنطبق أولا المعادلة (٨ ، ٥)

$$ع^2 = \frac{٢٨٨ + ١٦٠}{٨ + ١٤ - ٢} = \frac{٤٤٨}{٢٠}$$

وتكون :

$$\frac{ن_1 + ن_2}{ن_1 \times ن_2} = \frac{٨ + ١٤}{٨ \times ١٤} = \frac{٢٢}{١١٢}$$

وبالاستبدال فى المعادلة ٨ ، ٤ نحصل على

$$خ.م. = ع(\bar{س_1} - \bar{س_2}) = \sqrt{\frac{٤٤٨}{٢٠} \times \frac{٢٢}{١١٢}}$$

$$= \sqrt{٤,٤٠}$$

$$= ٢,١٠$$

ولا يبقى علينا لإتمام حساب ت ، إلا أن نستبدل هذه القيمة فى المعادلة (٨ ، ١) ، مع وضع قيمة $\overline{س_١} - \overline{س_٢}$ ، وهو عبارة عن الفرق بين المتوسطين الذى تختبر دلالته . وعندما نبحث عن قيمة ت فى جدول ١١ ، نستخدم درجة الحرية .

$$د . ح . = ن_١ + ن_٢ - ٢ .$$

٣ – دلالة الفرق بين مربعى عينتين مترابطتين

يوجد ترابط بين عينتين من الدرجات إذا كانتا تمثلان .

١ – أداء نفس الأشخاص قبل وبعد إدخال عامل تجريبى ما .

٢ – أداء مجموعتين ، لوحظتا فردا فردا ، فيما يتعلق باستعداد معين يؤثر على الدرجات المعينة .

ومن الطرق الملائمة لاختبار دلالة فرق بين متوسطى مثل هاتين العينتين المترابطتين ، الطريقة المبينة فى جدول ١٢ . فبرغم الفرق السطحى فى الطريقة ، وفى صيغ بعض المعادلات ، فإن طريقة تحديد ت هى أساسا نفس الطريقة التى اتبعت فى القسم ١ ومع هذا ، فإن هناك طريقا مختصرا مهما فيها فبدلا من حساب متوسطين وحساب مجموعى مربعين ، ثم حساب الخطأ المعيارى بين فرقى متوسطى العينتين ، فنحن نتعامل هنا مع متوسط واحد فقط ، هو متوسط الفروق فى أداء الأفراد فى الحالتين س ، ص . ومشكلتنا هنا تختصر إلى اختبار لما إذا كان متوسط الفروق يختلف اختلافا ذا دلالة عن الصفر (أو يصبح الافتراض بأن المتوسط الحقيقى للفروق صفرا هو الفرض الصفرى فى هذه الحالة) .

وفى ضوء البيانات المحددة لهذا الجدول ، تكون مشكلتنا هى الكشف عما إذا كانت " درجات السمع " للاثنى عشر فردا على ارتفاع ١٦,٩٠٠ قدما تختلف اختلافا ذا دلاله فى المتوسط عما كانوا عليه عند مستوى سطح البحر ، بمعنى ، أن نختبر ما إذا كان الفرق المتوسط بين الدرجات ($\overline{ف}$) يختلف اختلافا ذا دلالة عن الصفر وسنورد فيما يلى الخطوات الأربع لحساب ت .

الخطوة ١ : تدخل درجات الافراد فى الحالتين المختبرتين ، فى العمودين المتوازيين ، ثم تملأ عمود الفروق (ف) مع توضيح أى قيم سالبة بعلامات ناقص ، ثم يحسب متوسط هذه الفروق ($\overline{ف}$) ، بالطريقة المعتادة (ولو أنه ليس من الضرورى حساب $\overline{س}$ ، $\overline{ص}$ مع ملاحظة أن $\overline{ف} = \overline{س} - \overline{ص}$ ، بمعنى أن متوسط الفروق يساوى الفرق بين المتوسطات كما ينبغى أن يكون ، بالطبع) .

جدول (١٢)

اختبار الدلالة للفرق بين متوسطى عينتين مترابطتين

(مراجعة للفقدان الظاهرى لإدراك الحديث على ارتفاع ١٦٠٠٠ قدم)

الفرد	درجة السمع: عند سطح البحر س	درجة السمع: على ارتفاع ١٦٠٠٠ قدم ص	الفرق ف = س – ص	ف²
١	٢١,٠٠	٩,٠٠	١٢,٠٠	١٤٤,٠٠
٢	٣٧,٠٠	٢٢,٠٠	١٥,٠٠	٢٢٥,٠٠
٣	٥,٠٠	٩,٠٠	٤,٠ –	١٦,٠٠
٤	٣٦,٠٠	٣,٥	٣٢,٥	١٠٥٦,٠٠٢٥
٥	١٨,٠٠	١,٠٠	١٧,٠٠	٢٨٩,٠٠
٦	٣٦,٠٠	٣,٥	٣٢,٥	١٠٥٦,٢٥
٧	٨,٥	١,٥	٧,٠٠	٤٩,٠٠
٨	٤٢,٠٠	٢,٠٠	٤٠,٠٠	١٦٠٠,٠٠
٩	١٥,٠٠	٠,٥	١٤,٥	٢١٠,٢٥
١٠	٣٧,٠٠	٣٣,٥	٣,٥	١٢,٢٥
١١	٧,٥	٣,٠٠	٤,٥	٢٠,٢٥
١٢	٣٢,٠٠	١١,٥	٢٠,٥	٤٢٠,٢٥

ن = ١٢ $\overline{\text{س}}$ = ٢٤,٦ $\overline{\text{ص}}$ = ٨,٣   مح ف = ١٩٥,٠   مح ف² = ٥٠٩٨,٥

(خطوة ١) $\overline{\text{ف}}$ = مح ف / ن = ١٩٥ / ١٢ = ١٦,٢٥

(خطوة ٢)   مح $\overline{\text{ف}}^2$ = مح ف² – (مح ف)² / ن = ٥٠٩٨,٥ – (١٩٥,٠)² / ١٢

= ١٩٢٩,٧   حيث $\overline{\text{ف}}$ الفرق الشفرى

(خطوة ٣) = خ . م = ع ($\overline{\text{ف}}$) = $\sqrt{\text{مح } \overline{\text{ف}}^2 / \text{ن (ن – ١)}}$ = $\sqrt{١٩٢٩,٧ / ١١ \times ١٢}$

= $\sqrt{١٤,٦٢}$ = ٣,٨٢

(خطوة ٤) $ت = \frac{\bar{ف}}{ع(\bar{ف})} = \frac{١٦,٢٥}{٣,٨٢} = ٤,٢٦$

الخطوة ٢ : ثم نحسب بعد هذا مجموع مربعات **مح ف** مع ملاحظة أن المتغير فى هذه الحالة هو الفرق **ف** (وليست الدرجات الأصلية **س ، ص**) مستخدمين المعادلة المعتادة :

$$مح\ ف^{-2} = مح\ ف^{2} - \frac{(مح\ ف)^{2}}{ن} \quad (٤ ، ٤)$$

الخطوة ٣ : ثم نحسب بعد هذا الخطأ المعيارى لمتوسط الفروق خ . م . = ع ($\bar{ف}$) باستخدام المعادلة المعتادة للخطأ المعيارى للمتوسط .

$$خ . م = ع(\bar{ف}) = \sqrt{\frac{مح\ ف^{-2}}{ن(ن - ١)}} \quad (٨ ، ٦)$$

الخطوة ٤ : ثم نحسب نسبة ت ، وفى هذه الحالة تكون نسبة متوسط الفروق إلى لخطأ المعيارى لهذا المتوسط ، وتستخدم لهذا المعادلة :

$$ت = \frac{\bar{ف}}{ع(\bar{ف})} \quad (٨ ، ٧)$$

ويتطلب حساب ت نفس الأعتبارات التى نوقشت فى القسم ١ ومع هذا ، فعند استخدام جدول ت ، ينبغى استخدام درجة حرية د . ح . = ن - ١ ، حيث ن عدد أزواج الدرجات ، كما فى الحسابات التى توجد فى جدول ١٢ ، والخطوات الثلاث لهذه العملية هى كما يلى :

الخطوة ١ : نصيغ فرضا صفريا ، وهو فى هذه الحالة

$ف_{صفر} : \bar{\Delta} = صفر$

حيث تمثل $\bar{\Delta}$ (دلتا خط) متوسط الفروق فى المجتمع الأكبر من درجات السمع وبعض الدرجات عند سطح البحر ،وبعضها عند الارتفاعات العالية . ويعنى فرضنا لصفرى ($ف_{صفر}$) أنه لا يهم ، فى الواقع ، ما إذا كانت لقياسات قد أخذت عند سطح البحر ، أو فى الارتفاعات العالية . ذلك أنه فى المتوسط وبعد تقيم السالبة والموجبة ، فإن الفروق بين الأزواج التى تختار عشوائيا من نفس المجتمع الأكبر سوف تكون صفرا ، ويتضمن هذا أن المتوسطات التى حصل عليها للفروق فى عونتا (١٦,٢٥) كانت مجرد تباين بالصدفة عن الصفر .

الخطوة ٢ : نبحث فى جدول ت عن الاحتمالية الملائمة التى يمكن أن تحدث عندها قيمة ت التى حصلنا عليها على أساس الصدفة . وباستخدام درجة حرية د . ح . = ن – ١ أو ١١ ، نجد أن قيمة ت التى حصلنا عليها وهى ٤,٢٦ > ٤,١٣ وهى القيمة المدرجة أسفل ح = ٠,٠٠٢ وبعبارة أخرى ، فإن ح < ٠,٠٠٢ (أو أن الفرصة أقل من ١ فى ٥٠٠) لكى نحصل على ت بقيمة تبلغ ٤,٢٦ على أساس أن التباينات فى الفروق بالعينة ($\overline{\text{ف}}$) حدثت بالصدفة إذا كان فرضنا الصفرى صحيحا .

الخطوة ٣ : ويمكننا ، على هذا ، رفض فرضنا الصفرى ، بدرجة كبيرة من الثقة ، ونخلص إلى أن $\overline{\Delta} \neq$ صفر ، وبعبارة أخرى ، يوجد فرق ذو دلالة إحصائية كبيرة بين " درجات السمع " لأفراد العينة عند سطح البحر ، وعند الارتفاع العالى ، ويمكن أن تستخلص من هنا باطمئنان أن الفرق يكون فى الاتجاه الذى حصلنا عليه (انظر ص ١٠٥) ، ويعنى هذا أن إدراك الحديث ، أردأ كثيرا عند ١٦,٠٠٠ قدم عنه عند سطح البحر .

ملاحظــة : استخدمنا فى المثال السابق أسلوبا لاختبار دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مترابطتين ، وقد صادف أن كانت العينتين صغيرتان ، ولكن نفس الأسلوب يمكن استخدامه فى العينات المترابطة الكبيرة ، ومع هذا ، فكما سنرى فى القسم الأول من الفصل التالى ، وعندما نعمل مع العينات الكبيرة ، فإنه يلزم فقط أن نستخدم الصفين الأخيرين فى جدول ت حتى يمكن تحديد قيم الاحتمالية (ح) ، وييسط هذا الأمور . .

تماريــن

البيانات : نتائج اختبار تحصيلى لعينات عشوائية من المدرسة الثانوية .

١ – مادة الإنجليزى أولاد $\overline{\text{س}_1}$ = ٦٠ مج ح_1^2 = ٣٨٠ ن_1 = ١٠

٢ – مادة إنجليزى بنات $\overline{\text{س}_2}$ = ٦٨ مج ح_2^2 = ٤٨٠ ن_2 = ١:

٣ – مادة الرياضيات أولاد $\overline{\text{س}_1}$ = ٦٥ مج ح_1^2 = ٣٤٠ ن_1 = ١٠

٤ – مادة الرياضيات بنات $\overline{\text{س}_2}$ = ٦٠ مج ح_2^2 = ٣٠٠ ن_2 = ٨

٥ – درجات الفرنسى أولاد : ٢٣ ٢١ ٢٢ ٢٥ ٢٤ ٢١ ٢٣ ٢٥ ٢٢ ٢٤

٦ – درجات الفرنسى بنات : ٢٤ ٢٣ ٢٥ ٢٧ ٢٦ ٢٤ ٢٦ ٢٧ ٢٣ ٢٥

٧ – درجات السمع عند ١٣,٠٠٠ قدم : ١٨. ١٤ ١٥ ١٤ ٢٦ ٢٢ ١٩ ١٢ ٣٣ ٢٢

٨ – درجات السمع عند ٢٠,٠٠٠ قدم : ٦ ٨ ٢ ٥ ١ ٢ ٤ صفر ٣ ١٤

ملاحظة : أجر الخطوات التالية فى التمارين ١ – ٦ فى تقدير دلالة الفرق بين متوسطين .

(أ) احسب الخطأ المعياري للفرق

(ب) احسب ت

(ج) ضع فرضا صفريا مناسبا

(د) استخدام درجة الحرية (د . ح .) المناسبة في جدول ١١ ، وحدد الاحتمال التقريبي أن تكون قيمة ت التي حصلنا عليها ، أو أكبر يمكن أن تحدث على أساس اختلافات صدفة في العينات .

(هـ) اتخذ قرارا مناسبا عن الفرض الصفري ، واستخلص الاستنتاج المناظر عن متوسطي المجتمعين اللذين اختيرت منهما العينات ، واعط المعيار الذي استخدمته للرفض.

١ - على أساس نتائج الإنجليزي في (١) ، (٢) حدد ما إذا كان متوسط البنات أكبر بدرجة ذات دلالة عن متوسط الأولاد .

٢ - كرر تمرين ١ ، مع تغيير $\overline{س_2}$ إلى ٦٦ . قارن النتائج بتمرين ١ .

٣ - كرر تمرين ١ ، مع تغيير مج $ح_2^2$ إلى ٢٦٠ . قارن النتائج مع تمرين ١ . ما تأثير انقاص الاختلاف في أي من العينتين على ، دلالة الفرق بين المتوسطين .

٤ - مستخدما نتائج عينتي الرياضيات (٣) ، (٤) أوجد ما إذا كان الأولاد أفضل بدرجة ذات دلالة عن البنات .

٥ - كرر تمرين ٤ مستخدما $ن_1$ = ٢٢ ، $ن_2$ = ٢٠ . هل يعدل هذا من استنتاجات التمرين ٤ ؟ اشرح .

٦ - بدءا بالدرجات الأصلية في اختبار الفرنسي (٥) ، (٦) لعينة من ١٠ أولاد ، ١٠ بنات ، احسب $\overline{س_1}$ (أولاد) ، $\overline{س_2}$ (بنات) ثم مج $ح_1^2$ ، مج $ح_2^2$. ثم أكمل اختبار الدلالة كما في المسائل السابقة .

٧ - مستخدما قيم $\overline{س_1}$ ، $\overline{س_2}$ ، مج $ح_1^2$ ، مج $ح_2^2$ التي حصلنا عليها في تمرين ٦ ، ولكن بافتراض أن $ن_1$ = ٨ ، $ن_2$ = ١٢ احسب ت . هل التغير في ت كاف لتعديل الاستنتاج في تمرين ٦ ؟

٨ - مستخدما ١٠ أزواج من درجات السمع (٧) ، (٨) ، وهي مترابطة (لأن كل زوج منها يأتي من نفس العميل) ، أوجد ما إذا كان السمع أسوأ بدرجة ذات دلالة عند الارتفاع الأعلى ، مستخدم الطريقة المعروضة في قسم ٣ .

الفصل التاسع

اختبـــار دلالـــة العينـــات الكبيـــرة

الاختبـــارات أحاديـــة الذيـــل ، والاختبـــارات ثنائيـــة الذيـــل

عالجنا فى الفصل السابق عددا من اختبارات الدلالة المصممة أساسا للعينات الصـــغيرة ، وعرفنا نوعين من الأخطاء (النمط ١ ، والنمط ٢) التى يمكن أن يكون لها دخل عند اتخـــاذ قرارات من الفروض الصفرية ، واستخلاص نتائج عن دلالة الفروق بين متوسطات العينـــات . ونعالج فى الفصل الحالى اختبار ت آخر بسيط نوعا يستخدم مع العينات الكبيرة ؛ وسنســـتطرد أكثر بعض الشئ فى موضوع اتخاذ القرارات على أساس اختبارات الدلالة .

١ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين كبيرتين مستقلتين

ينتفع هذا الاختبار للدلالة من نفس نسبة ت المستخدمة فى الفصل السابق مع العينـــات الصغيرة المستقلة ، أو غير المترابطة .

$$\text{ت} = \frac{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2}{\text{ع}(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2)} \qquad (٨ ، ١)$$

والتغيير الوحيد ، هو فى معادلة الخطأ المعيارى للفرق ، ع $(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2)$. فبدلا من استخدام معادلة العينة الصغيرة ، نستخدم هنا المعادلة الأعم :

$$\text{ع}(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2) = \sqrt{\text{ع}^2_{\bar{\text{س}}_1} + \text{ع}^2_{\bar{\text{س}}_2}}$$

$$\text{أو}\quad \text{ع}(\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2) = \sqrt{\frac{\text{مج ح}^2_1}{\text{ن}_1(\text{ن}_1 - 1)} + \frac{\text{مج ح}^2_2}{\text{ن}_2(\text{ن}_2 - 1)}} \qquad (٩ ، ١)$$

ويمكن استخدام هذه المعادلة مع العينات غير متساوية الحجم (ومع هـــذا فـــإذا كانـــت $\text{ن}_1 = \text{ن}_2$ ، فإن هذه المعادلة تختصر إلى المعادلة ٨ ، ٢) . وينبغى أن يكون واضـــحا أن مـــا يوجد تحت علامة الجذر فى المعادلة ٩ ، ١ هو (كما كان سابقا) مجموع تباينات المتوســـطات (التى أعطتها المعادلة ٧ ، ٢) . ولا يتطلب حساب ت على أساس المعادلة ٩ ، ١ شيئا جديدا

أو صعبا . وفضلا عن هذا ، فتقويم ت ، بعد حصولنا على قيمة الاحتمالية (ح) المناسبة لفرضنا الصفرى ، يتضمن نفس المبادئ التى استخدمت مع العينات الصغيرة فى قسم ١ من الفصل السابق .

وفى حالة عينتين مجموع أفرادهما (ن) ١٥٠ أو أكثر ، فإن قيم ح تتحدد بسهولة ، لأنه بالنسبة للعينات من هذا الحجم ، يقترب توزيع ت كثيرا من التوزيع الاعتدالى (جدول ١٠ ، ص؟) والواقع فإنه بالنسبة لدرجة حرية د . ح . = ١٥٠ فإن قيم ت (فى نطاق الاحتمالات التى نهتم بها عادة) ، لا تختلف عن قيم " ذ " فى المنحنى الاعتدالى ، بأكثر من ١% تقريبا وعندما تكون د . ح . = ∞ يصبح التوزيعان متماثلين ، ويمكننا ، على هذا ، أن نحدد قيم ح إما من جدول ١٠ ، بقليل من التصرف ، أو من الصف الأخير (د . ح . = ∞) من جدول ١١ ، أى جدول ت . وأفضل طريقة هى استخدام الصفين الأخيرين لجدول ١١ . مع تطبيق القاعدة التالية حرفيا :

١ - إذا كانت د . ح . ($ن_1 + ن_2 - 2$) بين ١٢٠ ، ١٥٠ ، استخدم قيم ت فى الصف الخاص بالعدد ١٢٠ للحصول على قيمة ح التقريبية

٢ - إذا كانت د . ح . (١٥٠) أو أكثر ، استخدم قيم ت فى الصف الأخير (∞)

٢ - اختبارات الدلالة أحادية الذيل
واختبارات الدلالة ثنائية الذيل

فى كل مناقشتنا لاختبار الدلالة ، قمنا بتقويم ت ، على أساس اختبار ثنائى الذيل ، ولو أننا لم نطلق عليه هذا الاسم . ما معنى هذا ؟ إن هذا يعنى أن قيم ح المدرجة فى جدول ت (جدول ١١) هى احتمالات انحراف ت عن قيمته المتوسطة وهى الصفر بالقدر المبين ، أو أكبر ، فى أى من الاتجاهين ، وهذا يعنى أننا عندما رفضنا فرضا صفريا (أن $\mu_1 = \mu_2$) على مستوى معين من الاحتمالية ح ، كنا نعد الاحتمالات المجتمعة لكل من قيم ت الموجبة والسالبة . مثلا ، جدول ١١ يقول لنا أنه بالنسبة لدرجة الحرية د . ح . = ٣٠ ، فإن احتمال الحصول على قيمة مطلقة لـ ت تبلغ ٢,٠٤ أو أكثر هو ,٠٥ وهذه قيمة ح ، هى مجموع الاحتمالات فى الذيلين وتمثلها المنطقتين المظللتين فى شكل ١١ :

$$ح = ,٠٢٥ + ,٠٢٥ = ,٠٥$$

وإذا وقعت ت فى أى من المنطقتين المظللتين ، فإن الفرض الصفرى يمكن رفضه على مستوى ح < ,٠٥ إذا قررنا الأخذ بهذا المعيار بالنسبة لمشكلة ما . وبالمثل ، نعرف من الجدول ١١ أنه بالنسبة لدرجة الحرية ٣٠ فإن احتمال الحصول على قيمة مطلقة لـ ت = ٢,٧٥ أو

أكثر هو ٠,٠١ وهذا هو مجموع الاحتمالات فى الذيلين أيضاً ولكن الذيلين أصغر فى هذه الحالة .

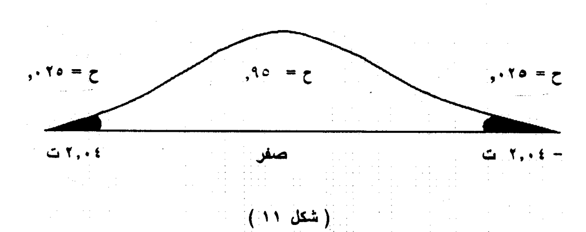
ح = ٠,٠٠٥ + ٠,٠٠٥ = ٠,٠١

ويعطى هذا معيارا أكثر تشددا لرفض الفرض الصفرى (ف صفر) ، إذا كان هذا هو ما نبغى .

وإذا كنا نتعامل مع عينات كبيرة ، بدرجة حرية = ١٥٠ أو أكثر ، فينبغى أن نستخدم المنحنى الاعتدالى لتحديد الاحتمالات ، أو الصف السفلى للجدول ١١ ، حيث د . ح . = ∞ ونعلم من هذا أن احتمال الحصول على قيمة مطلقة لـ . . ت ، أو ذ (فى أى من الاتجاهين) تبلغ ١,٩٦ أو أكثر هى ٠,٠٥ ، وأن هذا الاحتمال بالنسبة للقيمة المطلقة ٢,٥٨ لـ . . ت أو أكثر هى ح = ٠,٠١ (ينبغى أن تكون هذه القيم مألوفة لنا من مناقشتنا السابقة للمساحات التى توجد أسفل المنحنى الاعتدالى ، ص ٨٠) .

متى نستخدم الاختبار ثنائى الذيل ؟

يستخدم هذا الاختبار فى معظم البحوث العلمية ، عندما يكون الاهتمام الرئيسى هو ببساطة معرفة ما يحدث عند إدخال عامل تجريبى .



(شكل ١١)

الاختبار ثنائى الذيل للفرض الصفرى . ف صفر : $\mu_1 = \mu_2$

أو ف صفر : $\mu_1 - \mu_2$ = صفر . عند مستوى ح = ٠,٠٥ وهذا الفرض الصفرى يرفض إذا وقعت ت فى أى من المساحتين المظللتين . ولا تطبق قيم ت إلا على د . ح . = ٣٠ فقط .

ومع أننا يمكن أن نخمن ، إلى أى اتجاه يكون اتجاه الريح (كما فى تجربة الارتفاع العالى فى القسم الثالث من الفصل السابق) ، إلا أنه يهمنا (أو ينبغى أن يهمنا) أى فرق ذى دلالة بين المتوسطين فى المجموعتين التجريبية والضابطة ، مهما كان اتجاه الفرق . وفى هذه الحالة يكون الفرض الصفرى الملائم ، وهو الفرض المألوف ف صفر : $\mu_1 = \mu_2$.

وإذا رفضنا هذا الفرض على أساس معيار معين ، فإننا نستخلص من هذا أنه ! ما أن تكون $\mu_1 > \mu_2$ أو العكس $\mu_2 > \mu_1$. ويمكن الاطمئنان إلى حد معقول إلى أنه إذا كان الفرق بين متوسطات المجتمع الأصل توجد فعلا ، فإنها توجد فى نفس الاتجاه الذى يوجد فيه الفرق الذى حصلنا عليه بين متوسطى العينتين $\bar{س}_1$ ، $\bar{س}_2$ ، إذا كنا قد استخدمنا معيار ح = ٠٫٠٥ أو معيار ح = ٠٫٠١ لرفض الفرض الصفرى .

أما الاختبار أحادى الذيل ، أو الاختبار الموجه ، فهو يكون أكثر فائدة فى المشكلات العملية (وبعض المشكلات النظرية) ، التى نكون فيها مهتمين بالفرق بين المتوسطات فى اتجاه واحد فقط ؛ لنفترض مثلا أنه كان لدينا فى المختبر (المعمل) عددا من أجهزة قياس الزمن الثمينة صنعتها شركة (٢) ، وجاء إلينا مندوب بيع من شركة (١) ، يحاول أن يقنعنا بشراء هذه الأجهزة من شركته فينبغى أن نقتنع بأن الإنتاج المنافس من الشركة (١) هو الأفضل بالتأكيد من ناحية ما ، (أكثر دقة ، أو أكثر تحملا . إلخ) فلا يكفى أن يكون نداً للإنتاج الأول فقط ، وبالتأكيد ينبغى ألا يكون أسوأ . ويعرض علينا مندوب البيع بعض الأرقام التى ترتكز على اختبار محايد للدقة من ١٦ ساعة مختاره عشوائيا من الشركتين ، واتضح من هذا العرض أن الدقة المتوسطة لعينة ساعات شركة (١) ، أفضل نوعا ، من الدقة المتوسطة لعينة ساعات الشركة رقم (٢) . وحيث أن قوة احتمال ، وسعر ، إنتاجى الشركتين ، متساويين ، فإنه يرى أن فى هذا إقناع قوى لنا للشراء من شركته بدلا من الشركة (٢) . ولكنه ليس برجل إحصاء ، لنطلب منه معلومات عن تباينات عينات اختبار الدقة بالإضافة إلى ما عرضه علينا عن الفرق بين المتوسطين $\bar{س}_1 > \bar{س}_2$ ونحسب درجة ت ، ولتكن ١٫٧٥ .

ثم نقوم قيمة ت هذه ، مستخدمين اختباراً أحادى الذيل . وهذا موضح فى الشكل ١٢ . الفرض الصفرى فى هذه الحالة هو الدقة العامة المتوسطة لساعات الشركة ٢ (μ_2) مساوية للدقة العامة المتوسطة لساعات الشركة المنافسة ١ (μ_1) أو أفضل منها .

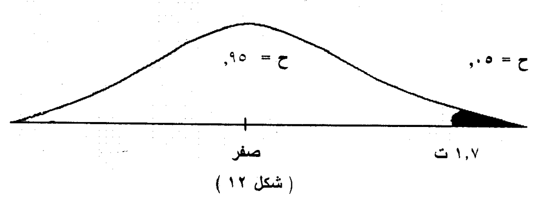
أى أن ف صفر : $\mu_1 \geq \mu_2$ ، وإذا كان لدينا أدلة كافية لرفض هذا الفرض ، فإننا يمكن أن نستنتج أن $\mu_1 > \mu_2$ ، بمعنى أن ساعات الشركة (٢) هى على وجه العموم أقل دقة

من ساعات الشركة التى يمثلها المندوب . وحيث أن ت ١,٧٥ أكبر من ت ١,٧٠ ، وعلى هذا فهى تقع فى منطقة الرفض ، فإننا يمكن أن نصل إلى هذا الاستنتاج (مع احتمال على الأمد الطويل الخطأ أقل من ٠,٠٥) .

ومع هذا فإن هذا الاستنتاج لا يصل إلى درجة التأكد ، وحيث إن الساعات الحالية التى توجد لدينا ما زال فيها بقية من حياة . وأن استبدالها يتطلب نفقات كبيرة ، فقد نقرر أن الدليل على أفضلية دقة ساعات الشركة ١ (عند مستوى ح < ٠,٠٥) ليس كافياً ، وعلينا أن نقول لمندوب البيع أنه إذا كان يستطيع أن يبين لنا أن هذه الساعات أفضل عند مستوى ح < ٠,٠١ فإننا سنخصص التكاليف اللازمة لهذا الاستبدال . وعند هذه النقطة سيخرج المندوب من المكتب . ليس فقط وهو يشعر بخيبة الأمل بل وبكثير من الحيرة أيضاً .

وهذا أحد الأمور (على الأقل) التى يمكن أن تكون قد سببت حيرة لكثير من الناس فى هذه المناقشة . . .

مم تأتى القيمة ١,٧٠ لـ . . ت ؟ ولماذا كانت هذه هى الحدود لمنطقة رفض ح < ٠,٠٥ ؟

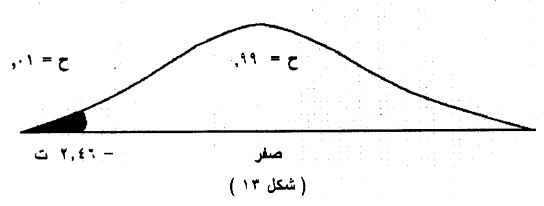


(شكل ١٢)

الاختبار أحادى الذيل للفرض الصفرى . ف صفر : $\mu_1 \leq \mu_2$ أو أن $\mu_1 - \mu_2 \leq$ صفر عند مستوى ح = ٠,٠٥ ويرفض الفرض الصفرى إذا وقعت ت فى المنطقة المظللة ولا تنطبق قيمة ت إلا على درجة حرية د . ح . = ٣٠ فقط .

لقد وجدنا فيما سبق أن ت = ٢,٠٤ تمثل ح = ٠,٠٥ لدرجة حرية د . ح . = ٣٠ وأثبت جدول ١١ أن قيمة ت ١,٧٠ لدرجة الحرية ٣٠ تحت ح = ٠,١٠ وليست ٠,٠٥ والإجابة عن هذا أن قيم ح فى جدول ت هذا هى لاختبار ثنائى الذيل أما بالنسبة لاختبار أحادى الذيل فكل قيم ح فى جدول ١١ ينبغى قسمتها على ٢ .

وفى مثالنا السابق . كانت منطقة الرفض للقيمة ت ى الجانب الأيمن ، أو الذيل الموجب لتوزيع ت (شكل ١٢) ، ومن الممكن جدا بالطبع ، أن تكون منطقة الرفض لـ ت على الجانب الأيسر أو الجانب السلبي كما فى شكل ١٣ ، ويمكن أن يحدث هذا إذا كان الفرض الصفرى هو ($\mu_1 \leq \mu_2$) أو ($\mu_1 - \mu_2 \leq$ صفر) (ولو أنه فى مثال الساعات ، فإن منطقة الرفض كانت فى الذيل الموجب ، ويمكننا أن نرى من هذا الشكل الذى يتضمن معياراً للرفض يقول بأن ح = ٠١, ، أن مندوب البيع لكى يتم صفقته كان عليه أن يعطى أدلة قوية على تميز إنتاج شركته بدرجة كبيرة : | ت | > ٢,٤٦ ، وليست فقط أكبر من ١,٧٠)



(شكل ١٣)

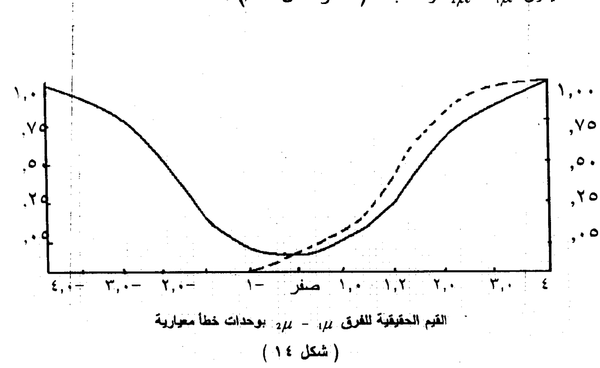
الاختبار أحادى الذيل للفرض الصفرى . ف صفر : ($\mu_1 \leq \mu_2$) أو ($\mu_1 - \mu_2 \leq$ صفر) عند مستوى ح = ٠,٠١ ويرفض الفرض الصفرى إذا وقعت ت فى المنطقة ٢ مظللة ولا تنطبق قيمة ت إلا على درجة حرية د . ح . = ٣٠ فقط .

وعند الاختيار بين اختبار موجه ، واختبار ثنائى الذيل ، ينبغى أن نفكر فى أمور بحسب طبيعة المشكلة تحت البحث ، سواء كانت علمية أو عملية . فينبغى أن نفكر فى القوة النسبية للاختبارين ، حتى لا نقع فى أخطاء النمط ٢ (الفشل فى رفض الفروض الصفرية الخاطئة) . وإذا تساوت جميع الأمور ، فإن قوة الاختبار أحادى الذيل أكبر بعض الشئ من الاختبار ثنائى الذيل ، ولكن هذا أساساً فى اتجاه واحد فقط .

وبالتحديد فإن التحرز الأكبر من أخطاء النمط ٢ . يحدث عندما يكون الفرق الحقيقى بين متوسطى المجتمعين ($\mu_1 - \mu_2$) فى نفس الجانب من الصفر ، كما فى منطقة الرفض للفرض الصفرى .(سواء كانا موجبين أو سالبين) . ومن جانب آخر ، فإذا كان $\mu_1 - \mu_2$ > صفر (أو سالباً) وكانت منطقة الرفض ، تبعد كثيراً نحو الذيل الموجب ، فإن الاحتمال قليل فى أن

فـ صفر يرفض ، وأننا سنصل إلى الاستنتاج الصـــحيح ، بمعنـــى أن هنـــاك مقاومـــة صـــغيرة (أو تحرز) ضد النمط الثانى من الخطأ .

ومع أن الاختبار ثنائى الذيل ، له قوة أقل قليلا من الاختبار أحادى الذيل فى اتجاه واحد ، فإنه له مقاومة ضد النمط الثانى من الأخطاء فى كلا الاتجاهين ، بمعنى أن هناك حماية وتحرزاً ، عندما يكون $\mu_1 - \mu_2$ أو سالباً . (انظر شكل ١٤) .



القيم الحقيقية للفرق $\mu_1 - \mu_2$ بوحدات خطأ معيارية

(شكل ١٤)

وعند هذه النقطة ، فإن الحماية ضد النمط ٢ من الأخطاء قد يبدو أكاديمياً إلى حد مـــا ، وبالتأكيد ، فإن هناك أخطاء مميته أكثر ، ولكن عندما يتعلق الأمر باتخاذ القرار ، وهـــو الـــذى سيناقش بتفصيل أكثر ، فى الفصل التالى فإننا سنرى أن هناك حاجة لبعض الضـــبط لكـــل مـــن النمطين ١ ، ٢ من الأخطاء ، وأن الأخطاء المتضمنة فى كل منهما ، يمكن فى بعض الأحيان أن تكون لها مضامين مهمة .

تمـاريـــــن

البيانات : مقارنات متعددة بين متوسطى عينتين كبيرتين .

(أ) $\bar{س}_1$ = ٥٠,٠ ، $\bar{س}_2$ = ٤٦,٤ ، مح $ح_1^2$ = ٩٩٤٠ ، مح $ح_2^2$ = ٥١٠٠
$ن_1$ = ٧١ ، $ن_2$ = ٥١ .

(ب) $\bar{س}_1$ = ٨٠,٠ ، $\bar{س}_2$ = ٨٤,٧ ، مج $ح_1^2$ = ٤٩٧٠ ، مج $ح_2^2$ = ٩٤٤٠

$ن_1$ = ٧١ ، $ن_2$ = ٨١ .

(ج) $\bar{س}_1$ = ٣٠,٠ ، $\bar{س}_2$ = ٢٠,٠ ، مج $س_1$ = ٣٠٠٠ ، مج $س_1^2$ = ١٢٩٦٠٠

مج $س_2$ = ١٢٠٠ ، مج $س_2^2$ = ٤١٧٠٠ ، $ن_1$ = ١٠٠ ، $ن_2$ = ٦٠ .

(د) (بيانات مجمعة شفرية) : $\bar{س}_1$ = ٢٥٤,٨ ، $\bar{س}_2$ = ٢٥٠,٠

مج ت $ح_1^2$ = مج $ح_1^2$ = ١٩٤٤٠ ، $ن_1$ = ٨١ ؛ $سف_2$ = ١٠ .

مج ت $س_2'$ = ٢٠٠٠ ، مج ت $س_2'^2$ = ٤٠٠٩٩ ، $ن_2$ = ١٠٠ .

ملاحظة : بالنسبة لكل التمارين ، عندما نختبر لمعرفة الدلالة ، استخدم نفس الخطوات الخمس التي تتضمنها الملاحظة التي تسبق التمارين في فصل ٨ (ص ٩٩) ، ولكن استخدم المعادلة الأعم لخطأ المعياري للفرق (٩ ، ١) .

١ – إذا كانت $\bar{س}_1$ ، $\bar{س}_2$ في المقارنة أ . هما متوسطي مجموعتين تجريبيتين في تجربة علمية على تعزيز التعلم ، هل يختلف المتوسطان بدرجة ذات دلالة ؟ أعط تبريراً لإجابتك ولاختيارك للاختبار أحادي الذيل أو الاختبار ثنائي الذيل .

٢ – إذا كانت النتائج في تجربة عملية ، في المقارنة أ ، تكون لها أهميتها فقط إذا كان $\bar{س}_1$ أكبر بدرجة ذات دلالة عن $\bar{س}_2$ ، فكم ذيلا ينبغي استخدامها في اختبار الدلالة ؟ وإذا كانت $\bar{س}_1$ أكبر بدرجة ذات دلالة عن $\bar{س}_2$ ، أعط تبريراً لإجابتك . (هل يمكنك شرح التناقض الظاهر بين الاستنتاجات في هذا التمرين والاختبار السابق لمعيار الرفض على مستوى الاحتمالية ح = ٠,٠٥ ؟) .

٣ – إذا كانت المقارنة ب تتضمن درجات التحصيل المتوسطة لعينات عشوائية من الفرق الأولى والنهائية هل يمكننا أن نستنتج بحق ، أن متوسط إحدى الفرق يختلف بدرجة ذات دلالة عن متوسط الفرق الأخرى ؟ اشرح استنتاجاتك معطياً معيار الرفض الذي نستخدمه ولماذا نختار اختباراً أحادي الذيل ، أو اختباراً ثنائي الذيل .

٤ – تقدم جائزة للفرقة النهائية ، إذا كانت درجات تحصيل طلابها أعلى بدرجة ذات دلالة عن درجات الفرقة الأقل ، باستخدام معيار الرفض للاحتمالية ح = ٠,٠١ ، وإذا كانت $\bar{س}_2$ في المقارنة ب تمثل عينة عشوائية من طلاب الفرقة النهائية ، فهل ستمنح الجائزة ؟ اشرح هل نختار اختباراً أحادي الذيل ، أم ثنائي الذيل ؟ قارن استنتاجك باستنتاجك في تمرين ٣ . (هل يمكنك شرح لماذا توفي نفس قيمة ت ، بمعيار رفض أكثر شدة في حالة ما ، عن الحالة الأخرى) .

٥ - **يمثل $\overline{س_1}$ ، $\overline{س_2}$ فى المقارنة ج متوسطى درجات عينتين عشوائيتين من ٠٠ شاباً فى سن العشرين ، ٦٠ شابة فى سن العشرين . هل هناك فرق ذو دلالة بين المتوسطين ؟ وهل أى مستوى من الاحتمالية ح ؟ ما نوع اختبار الدلالة الذى ينبغى استخدامه لمعرفة دلالة هذ الفرق ؟**

٦ - **ما نوع اختبار الدلالة الذى ينبغى استخدامه لإدراك ما إذا كان $\overline{س_1}$ (شبان) أكبر بدرجات ذات دلالة عن $\overline{س_2}$ (شابات) ؟ وإذا كان $\overline{س_1}$ أكبر بدرجة ذات دلالة فعلى أى مستوى من مستويات الاحتمالية (ح) (المقارنة ج) ؟**

٧ - جمعت البيانات الأصلية فى المقارنة د ، وجعلت شفرية . أوجد أولا **مـح ت $ح_2^2$** للمجموعة ٢ وهو يكافئ مح $ح_2^2$ للبيانات غير المجمعة بالمعادلة (٤ ، ٥) . ثم بين ما إذا كان هناك فرق ذو دلالة بين المتوسطين ، مستخدماً اختباراً ثنائى الذيل . أعط مستوى الدلالة إن وجد .

٨ - إذا كان $\overline{س_1}$ ، $\overline{س_2}$ ، متوسطى الدرجات فى اختبار مركب للمهارات الجسمانية ، لعينتين عشوائيتين ، من مجموعة معينة من القبيلتين أ ، ب ، فعلى أى مستوى من مستويات الاحتمالية ح تفضل القبيلة أ القبيلة ب (المقارنة د) ؟ .

تحليـــل التبايـــن

وضحنا فى اختبار (ت) أنه يستخدم لمقارنة متوسطى عينتين مستقلتين أو غير مستقلتين . ولكن العديد من البحوث فى العلوم الإنسانية تهتم بدراسة عدة متوسطات فى الوقت الواحد . ويعالج تحليل التباين هذه المشكلة حيث أنه يستخدم لمقارنة عدة متوسطات معاً .

فإذا كان لدينا عدة مستويات للدخل (مرتفع - متوسط - منخفض) وأردنا مقارنة متوسطات هذه المستويات الثلاثة فى الإتجاه نحو استخدام الحاسوب فى التعليم. فيكون لدينا متغيرين ، أحدهما متغير مستقبل (تصنيفى) وهو مستوى الدخل ، والثانى متغير تابع وهو الإتجاه نحو استخدام الحاسوب فى التعليم وقد يرى البعض أنه يمكن استخدام اختبار (ت) لمقارنة المتوسطات الثلاثة عن طريق مقارنة متوسط المستوى المرتفع مع المتوسط ، والمستوى المرتفع مع المنخفض ، والمستوى المتوسط مع المنخفض . ولكن هذا الإجراء غير مناسب لأن هذه المقارنات الثلاث غير مستقلة عن بعضها البعض ، بالإضافة إلى تراكم أخطاء النوع الأول (α) .

فإذا كانت متوسطات مستويات الدخل الثلاثة فى الإتجاه نحو استخدام الحاسوب فى التعليم هى م١ ، م٢ ، م٣ مرتبة تنازلياً . وظهر من اختبار (ت) أن م٢ أكبر من م١ ، م١ أكبر من م٣ ، فيمكن استنتاج أن م٢ أكبر من م٣ دون إجراء المقارنة . وهذا ما نقصده بأن المقارنات الثلاث غير مستقلة .

وتحليل التباين (ANOVA) أسلوب أحصائى يستخدم لمقارنة متوسطى مجموعتين أو أكثر فى نفس الوقت . فإذا إستخدم لمقارنة متوسطين فإن النتيجة تكون مماثلة للناتج من اختبار (ت) ، وفى هذه الحالة (فقط) تكون قيمة ف من تحليل التباين مساوية لقيمة $ت^{2}$. أما إذا كانت المقارنة بين عدة متوسطات فإن تحليل التباين هو الأسلوب المناسب للمقارنة وليس اختبار (ت) .

ويعد تحليل التباين من الأساليب الإحصائية الأكثر استخداماً (مثل اختبار ت) ، فى تحليل بيانات البحوث فى العلوم الإنسانية بصفة عامة ، وفى علم النفس بصفة خاصة . فتحليل التباين أسلوب هام جداً فى تحليل بيانات البحوث التجريبية خاصة تلك التى تتضمن أكثر من متغير مستقل فى تصميماتها التجريبية . ومن ثم فإن معرفة تحليل التباين أمر هام للباحثين لفهم نتائج الدراسات السابقة فى مجال التخصص ، وكذلك لإختيار الأسلوب المناسب لتحليل بيانات البحوث التى يقومون بها .

وسوف نتناول فى هذا الفصل توضيح لتحليل التباين فى حالة متغير مستقل واحد ، وكذلك طرق المقارنات المتعددة بين المتوسطات .

وتحليل التباين يعنى تقسيم تباين المتغير التابع إلى قسمين (فى حالة متغير مستقل واحد) ، أو عدة أقسام (فى حالة أكثر من متغير مستقل) . وأحد هذه الأقسام يرجع إلى المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) . ويسمى بالأثر الرئيسى فى تباين المتغير التابع ، وهو تباين منتظم أى معلوم مصدره . أما القسم الثانى (فى حالة متغير مستقل واحد) فيرجع إلى تباين غير منتظم ومصدره درجات الأفراد ويسمى تباين الخطأ . والتباين الرئيسى .Main effect Var وتباين الخطأ .Error Var ، هما متوسط مربعات حيث أن التباين ينتج من قسمة مجموع المربعات على درجات الحرية ويسمى الناتج بمتوسط المربعات Mean Square ويطلق على التباين الرئيسى

اسم تباين بين المجموعات Between groups variance ، أما تباين الخطأ فيسمى التباين داخل المجموعات Within groups variance .

وينتج من قسمة تباين بين المجموعات على تباين الخطأ النسبة الفائية إشارة إلى العالم الإنجليزى سير رونالد فيشر Sir Ronald Fisher الذى توصل إلى أسلوب تحليل التباين عام ١٩٢٠ (Kiess , ١٩٨٩ : ٣٧٠) .

حيث :

$$\text{ف} = \frac{\text{متوسط مربعات المجموعات (MSA)}}{\text{متوسط مربعات الخطأ (MSE)}}$$

أو

$$\text{ف} = \frac{\text{تباين بين المجموعات}}{\text{تباين الخطأ}}$$

فإذا لم يكن للمتغير المستقل تأثير على المتغير التابع ، فإن تباين بين المجموعات يعود إلى أخطاء المعاينة ، ومن ثم تكون النسبة الفائية تساوى الوحدة تقريباً . أما إذا كان للمتغير المستقل تأثير على المتغير التابع فإن تباين بين المجموعات يزداد أكثر مما هو متوقع من أخطاء المعاينة ، ومن ثم يكون تباين بين المجموعات أكبر من تباين الخطأ وتزداد قيمة النسبة الفائية عن الوحدة . وعليه فإن قيمة ف تزداد بزيادة تأثير المتغير المستقل . (Kiess , ١٩٨٩ : ٢٦١) .

إفتراضات تحليل التباين :

يتشابه تحليل التباين مع اختبار (ت) فى حالة المقارنة بين متوسطى عينتين ، ويختلف عنه فى حالة المقارنة بين عدة متوسطات . ومعنى هذا أن أساس الإختبارين متقارب ، ومن ثم فإن إفتراضات تحليل التباين هى نفسها افتراضات اختبار (ت) وهى :

١ - العشوائية فى اختيار المجموعات

٢ - الإستقلالية فى اختيار المجموعات بمعنى أن اختيار مجموعة لا يعتمد على اختيار مجموعة أخرى من مجموعات المتغير المستقل .

٣ - التوزيع الإعتدالى لدرجات المتغير التابع .

٤ - تجانس تباين المجموعات ($ع_1^2 = ع_2^2 = ع_3^2 = . . .$)

والإفتراض الأول يستطيع الباحث تحديد إذا ما كانت طريقة إختيار العينات عشوائية أم لا . كما أن الإستقلالية فى اختيار المجموعات تتضح أيضاً أثناء المعاينة ، والإختيار العشوائى للمجموعات يؤكد الإستقلالية فإذا إختيرت كل مجموعة عشوائياً من مجتمع فإنها تكون مستقلة عن اختيار المجموعات الأخرى .

ومخالفة افتراض العشوائية فى المعاينة (أو توزيع الأفراد على المجموعات التجريبية عشوائياً) قد يؤدى إلى هدم مصداقية الدراسة ، فالعشوائية تقدم الدليل الأكيد بأن الأخطاء تتوزع بين المجموعات وداخلها توزيعاً مستقلاً ، كما أنها العملية التى تزيل التحيز التجريبى .

أما افتراض التوزيع الإعتدالى للدرجات فقد سبق توضيح أنه يمكن مخالفة هذا الإفتراض إذا كان الإلتواء متوسطاً ، أما فى حالة الإلتواء الشديد (وفى حالة الدرجات المتطرفة) فيجب اللجوء إلى تعديل التوزيع عن طريق استخدام التحويل Transformation المناسب للدرجات ، وإلا فإن النتائج تكون مخالفة للحقيقة والإستنتاج منها يكون خاطئاً . كما أن المخالفة البسيطة لإفتراض التجانس لا تؤثر على النتائج ، أما إذا كانت تباينات المجموعة مختلفة اختلافاً دالاً فإن ذلك يؤثر على النتائج . ويجب على الباحث التأكد من تحقيق فرض التجانس خاصة إذا كانت المجموعات غير متساوية (Freund & Wilson , ١٩٩٧ : ٢٣٠) .

ولإختبار فرض التجانس إقترح هارتلى Hartley عام ١٩٤٠ طريقة لإختبار التجانس وهى حساب قيمة ف من قسمة أكبر تباين على أصغر تباين من تباينات المجموعات

$$ف = \frac{\text{أكبر تباين}}{\text{أصغر تباين}}$$

ثم مقارنة الناتج بتوزيع خاص يسمى F-Max بدرجات حرية (ك ، (ن - ١)) حيث ك هذه عدد المجموعات ، ن حجم المجموعة ، وهذا الإختبار كاف للتعرف على

مدى التجـانس (Freund & Wilson , ١٩٩٧ : ٢٣٢) وإذا كـان عـدد أفـراد المجموعات غير متساوى ومتقارب ، فيمكن استخدام أكبـر مجموعـة فـى حسـاب درجات الحرية . وقد تؤدى هذه الطريقة إلى تحيز فى الإختبار ، بمعنى أنها كثيراً ما ترفض الفرض الصفرى أى تـرفض فـرض تجـانس المجموعـات Winer et al ١٩٩١. وقد توصل كوكران Cochran عام ١٩٤١ إلى اختبار آخر بسيط لفـرض التجانس وهو حساب قيمة ف من المعادلة

$$ف = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع تباينات المجموعات}}$$

بدرجات حرية (ك ، ن – ١)

حيث ك عدد المجموعات ، ن عدد أفراد أكبر مجموعة ثم نرجع إلى جـداول خاصة بإختبار كوكران عند مستوى دلالة ٠,٠٥ ودرجات الحرية المبينة .

وقد أوضحت الدراسات تشابه طريقتى هـارتلى وكـوكران ، إلا أن اختبـار كوكران أكثر حساسية لأنه يستخدم معلومات أكثر عن المجموعات . وفى حالة عـدم تساوى المجموعات (متقاربة فى الحجم) فنستخدم المجموعة الأكبر حجمـاً لتحديـد درجات الحرية (Winer et al , ١٩٩١ : ١٠٥) .

وقدم بارتلت Bartlett طريقة أخرى لإختبار فرض التجانس لا تشترط تساوى المجموعات ولكنها طريقة معقدة (رياضياً) وتعتمد على توزيع كا^{٢} (مربع كاى) . وقد توصل كل من كوكس Cox عام ١٩٥٣ ، وشفيه Scheffee عـام ١٩٥٩ إلـى طرقاً أخرى أقل تعقيداً من طريقة بارتلت لإختبار فرض التجانس ، إلا أنهـا ليسـت سهلة الإستخدام .

وقد اقترح بوكس Box عام ١٩٥٤ أنه فى حالة عدم التجانس فإننـا نجـرى تحليل التباين ولكن قيمة (ف) الناتجة تتبع توزيع (ف) بدرجات حرية مختلفة هى (١ ، ن – ١) حيث ن هى عـدد أفـراد المجموعـة الفرعيـة .. Winer et al) (١٩٩١:١٠٩

ومن الممكن فى حالة عدم التجانس إجراء تحويل للدرجات بإســتخدام الجـذر التربيعى إذا كان إلتواء الدرجات متوسطاً ، أو التحويل اللوغاريتمى إذا كان الإلتــواء أكبر من المتوسط ، أو تحويل مقلوب الدرجات إذا كان توزيع الدرجات شديد الإلتواء (أحمد عبادة سرحان ، ١٩٦٨) .

توزيع ف : F-Distribution

نقدم فى الجزء التالى توضيح لتوزيع ف وعلاقته بالتوزيعات الأخرى المختلفة ، وهذا الجزء لمن يرغب فى معرفة تلك العلاقات بين التوزيعات .

ذكر واينر وآخرون (Winer et al., ١٩٩١ : ٣٢ – ٣٤) أن توزيع (ف) هو حالة خاصة من توزيع بيتا ، وقد يطلق عليه اسم توزيع ف سنديكور ، حيث قـام سنديكور Sendecor بتحويل توزيع فيشر Fisher وأطلق عليه اسـم توزيـع ف F-Distribution

ويمكن تعريف توزيع ف رياضياً من تحويل توزيع بيتا ، كمـا أن توزيـع ف يمثل نسبة توزيعين مستقلين لمربع كاى مقسوم كل منهما على درجات حريته .

$$\text{ف} = \frac{\text{كا}_1^2 + (\text{ك}_1 - 1)}{\text{كا}_2^2 + (\text{ك}_1 - 1)}$$

كما أن النسبة [$(\text{ن}_1 - 1)\,\text{ع}_1^2 + \sigma^2$] تتوزع مثل كا^2 بدرجات حرية (ن١ – ١)

$كا^2 (ن_1 - ١) = (ن - ١) ع_1^2 \div \sigma^2$

$كا^2 (ن_2 - ١) = (ن - ١) ع_2^2 \div \sigma^2$

وبذلك فإن ف = $\frac{كا^2 (ن_1 - 1) \div (ن_1 - 1)}{كا^2 (ن_2 - 1) \div (ن_1 - 1)}$

$= \frac{[(ن_1 - 1) ع_1^2 \div \sigma^2] \div (ن_1 - 1)}{[(ن_2 - 1) ع_2^2 \div \sigma^2] \div (ن_2 - 1)}$

$\therefore$ ف = $\frac{ع_1^2}{ع_2^2}$ بدرجات حرية $[(ن_1 - 1) ، (ن_2 - 1)]$

ومعنى ذلك أن نسبة تباين مجموعتين يتوزع مثل توزيع ف إذا كان كلاً منهما تقدير غير متحيز لتباين مجتمعيهما .

وتوجد علاقات منتظمة بين التوزيعات المختلفة : الإعتدالى ، ومربـــع كـــاى ، وتوزيع ت ، وتوزيع ف وهى :

$ذ^2_{(1 \quad \alpha)} = كا^2_{(1 \quad 2\alpha)} = ف^2_{(1 \quad 2\alpha)} (١ ، \infty) = ت^2_{(1 \quad \alpha)} (\infty)$

ويتنج من هذا أن :

$ت^2_{(1 \quad \alpha)} (ن - ١) = ف^2_{(1 \quad 2\alpha)} (١ ، ن - ١)$

حيث

$ت^2 = \frac{(توزيع \ اعتدالى)^2}{كا^2 (ك - ١)}$

$= \frac{كا^2 (١) \div (١)}{كا^2 (ك - ١) \div (ك - ١)}$

= ف (١ ، ك - ١)

كما أن توزيع (ت) فى حالة العينات الكبيرة = التوزيع الإعتدالى

ت = (∞) = ذ

وكذلك $\frac{1}{(\text{ك} - 1)}$ $\text{كا}^{2}_{(1 - \alpha)} = \text{ف}_{(1 - \alpha)}\ (\text{ك} - ١ ، \infty)$

$\text{كا}^{2}_{(1 - \alpha)} = (\text{ك} - ١) \times \text{ف}_{(1 - \alpha)}\ (\text{ك} - ١ ، \infty)$

تحليل التباين الأحادى : One – Way Anova

وهو تحليل تباين متغير تابع لعدة مجموعات مستقلة ، بمعنى أنه يهتم بتحليل بيانات متغير تابع فى ضوء متغير مستقل (تصنيفى) يتضمن عدة مستويات هى المجموعات . وبذلك يكون فى تحليل التباين الأحادى متغير مستقل واحد (ولهذا يسمى أحادى) ومتغير تابع واحد .

والتصميم المناسب الذى يستخدم أسلوب تحليل التباين يتضمن اختيار عدة مجموعات مستقلة عشوائياً (تحدد المتغير المستقل) ثم قياس درجات المتغير التابع لهذه المجموعات المستقلة . وهذا يحقق شرطى العشوائية والإستقلالية فى اختيار المجموعات . وإذا كان توزيع درجات المتغير التابع اعتدالياً أو غير ملتو إلتواء شديداً فهذا يحقق شرط الإعتدالية .

أما الشرط الأخير وهو تجانس المجموعات (عدم اختلاف تباينات المجموعات اختلاف دالاً) فيتطلب قيام الباحث بإجراء اختبار للتجانس بإحدى لطرق المبينة من قبل (هارتلى ، كوكران ، بوكس) ويفضل استخدام الطريقة السهلة التى قدمها بوكس لأنها تستخدم توزيع (ف) ولا تتطلب توزيعاً خاصاً حيث :

$$\text{ف} = \frac{\text{متوسط مربعات المجموعات}}{\text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

ثم نقارنها بقيمة (ف) الجدولية بدرجات حرية (١ ، ن – ١) لإختبار فرض التجانس .

وبعد التحقق من افتراضات تحليل التباين نقوم بإجراء التحليل ذاته وذلك بحساب التباي الأولى والثانية هما تجهيز البيانات لإجراء حسابات تحليل التباين.

٣ – حساب مجموع المربعات الكلى $\left[\ \text{مج س}^{٢} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}}\ \right]$ –

بدرجات حرية (ن − ١) .

٤ − حساب مجموع مربعات بين المجموعات

$$\left[\frac{(\text{مج س}_{1})^{2}}{\text{ن}_{1}} + \frac{(\text{مج س}_{2})^{2}}{\text{ن}_{2}} + \ldots\ldots - \frac{(\text{مج س})^{2}}{\text{ن}} \right]$$

بدرجات حرية (ك − ١) حيث ك هى عدد المجموعات

٥ − حساب مجموع مربعات الخطأ بطرح ناتج الخطوة (٤) من نـــاتج (٣) بدرجات حرية (ن − ك)

٦ − وضع مجموع المربعات ودرجات الحرية فى جدول يسمى جدول تحليل التباين الأحادى .

٧ − حساب متوسط مربعات المجموعات بقسمة مجموع مربعات المجموعات على درجات الحرية الخاصة بها .

٨ − حساب متوسط مربعات الخطأ بقسمة مجموع مربعـــات الخطـــأ علـــى درجات الحرية الخاصة بها .

٩ − حساب قيمة (ف) من قسمة ناتج الخطوتين (٧) على (٨).

١٠ − نقارن قيمة (ف) المحسوبة بقيمة ف المستخرجة من جدول توزيـــع (ف) بدرجات حرية ((ن − ١) ، (ن − ك)) ومســـتوى الدلالـــة المطلـــوب ٠,٠٥ أو ٠,٠١ فإذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدوليـــة نقبـــل الفـــرض الصفرى (تساوى متوسطات المجموعات) أما إذا كانت القيمة المحسوبة أكبـــر مـــن القيمة الجدولية فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البـــديل (عـــدم تســـاوى متوسطات المجموعات) .

مثال (١) :

أجرى باحث دراسة لمقارنة أربع مجموعات مختلفة الدخل الشهرى فى الإتجاه نحو العلاج النفسى وكانت درجات المجموعات كما يلى :

جدول (٩ – ١)

درجات الإتجاه نحو العلاج النفسى لمجموعات الدخل

	المجموعة الأولــــى	المجموعة الثانيــــة	المجموعة الثالثـــة	المجموعة الرابعـــة	
	٨	٦	٥	٤	
	٩	٧	٤	٥	
	٧	٨	٦	٣	
	٦	٥	٥	٤	
	١٠	٨	٤	٦	
	٥	٥			
المجموع	٤٥	٣٩	٢٤	٢٢	المجموع الكلى ١٣٠

لاحظ أن عدد أفراد المجموعات مختلف حيث تحتوى المجموعة الأولى علـــى ستة أفراد وكذلك الثانية أما المجموعتين الثالثة والرابعة ففى كل منهما خمسة أفــراد .

ويكون الفرض الصفرى هنا : تساوى متوسطات المجموعات ($م_١ = م_٢ = م_٣ = م_٤$)

أما الفرض البديل فهو : عدم تساوى متوسطات المجموعات .

وبإتباع الخطوات السابقة :

١ – مجموع درجات كل مجموعة هى : ٤٥ ، ٣٩ ، ٢٤ ، ٢٢ والمجمــوع الكلى (مج س = ١٣٠)

٢ – مجموع مربعات درجات المجموعات= $٨^٢ + ٩^٢ + ٧^٢ + ... + ٤^٢ + ٦^٢$

$= 838$

٣ - مجموع المربعات الكلى = مج س^2 - $\frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$ لاحظ أنها تساوى

مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن المتوسط المستخدم فى حساب الإنحراف المعيارى ، كما أن $\frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$ تسمى بإسم معامل التصحيح ، أى تصحيح

الدرجات الخام بطرح المتوسط فينتج انحرافاتها عن المتوسط .

ويكون مجموع المربعات الكلى = $838 - \frac{(130)^2}{22}$

$= 838 - 768{,}18 = 69{,}82$

درجات الحرية الكلية = ن - ١ = ٢٢ - ١ = ٢١

٤ - مجموع المربعات بين المجموعات

$$\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \frac{(\text{مج س}_3)^2}{\text{ن}_3} + \frac{(\text{مج س}_4)^2}{\text{ن}_4} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(45)^2}{6} + \frac{(39)^2}{6} + \frac{(24)^2}{5} + \frac{(22)^2}{5} - \frac{(130)^2}{22}$$

لاحظ أننا نقسم مربع مجموع درجات كل مجموعة على عددها ، كما نلاحظ أيضاً أن مج س$_1$ + مج س$_2$ + مج س$_3$ + مج س$_4$ = مج س ، ن$_1$ + ن$_2$ + ن$_3$ + ن$_4$ = ن

مجموع المربعات بين المجموعات

$= 337{,}5 + 253{,}5 + 115{,}2 + 96{,}8 - 768{,}18$

$= 803{,}0 - 768{,}18$

$= 34{,}82$

ودرجات الحرية = عدد المجموعات - ١ = ٤ - ١ = ٣

٥ - نحسب مجموع مربعات الخطأ (وكذلك درجات الحرية) بطـرح نـاتج الخطوة الرابعة من الخطوة الثالثة

مجموع مربعات الخطأ

= مجموع المربعات الكلى – مجموع المربعات بين المجموعات .

= ٢١ – ٣ = ١٨

٦ - نضع البيانات فى جدول كما يلـى ثـم نجـرى الخطـوات ٧ ، ٨ ، ٩ المذكورة سابقاً .

جدول (٩ – ٢) تحليل التباين الأحادى لمجموعات الدخل

فى درجات الإتجاه نحو العلاج النفسى

مصـــدر التبايـــــن	مجمـــوع المربعات	درجـــات الحريــــة	متوسط المربعات	ف
بين المجموعات	٣٤,٨٢	٤–١=٣	٣٤,٨٢ ÷ ٣ =١١,٦١	١١,٦١ / ١,٩٤
الخطأ	٣٥,٠٠	١٨	٣٥ ÷ ١٨ = ١,٩٤	= ٥,٩٨
الكلى	٦٩,٨٢	٢٢–١=٢١		

تم إجراء الخطوات ٧ ، ٨ ، ٩ داخل الجدول وهى :

٧ - متوسط مربعات المجموعات

= مجموع مربعات المجموعات ÷ درجات الحرية

= ٣٤,٨٢ ÷ ٣ = ١١,٦١

٨ - متوسط مربعات الخطأ

= مجموع مربعات الخطأ ÷ درجات الحرية

= ٣٥ ÷ ١٨ = ١,٩٤

٩ - قيمة ف = متوسط مربعات المجموعات ÷ متوسط مربعات الخطأ

= ١١,٦١ ÷ ١,٩٤ = ٥,٩٨ بدرجات الحرية (٣ ، ١٨) .

وتنفيذ الخطوة الأخيرة (١٠) يتم بإستخدام جدول توزيع (ف) لإستخراج قيمة ف الجدولية بدرجات حرية (٣ ، ١٨) وعند مستوى الدلالة ٠,٠٥ أو ٠,٠١ وهما مستويا الدلالة الموجودين فى جدول توزيع (ف) ويتم دخول الجدول بدرجات الحرية الأولى (٣) وتسمى درجة حرية البسيط وهى مسجلة فى السطر الأول فى الجدول . ثم نبحث عن درجة حرية المقام فى أول عمود بالجدول (وهى ١٨) ، ومن ثم تكون قيمة (ف) الجدولية هى نقطة التقاء عمود الدرجة (٣) مع سطر الدرجة (١٨) . وسوف نجد قيمتين الأولى عند مستوى ٠,٠٥ والثانية عند مستوى ٠,٠١

وهما ف(٣ ، ١٨ ، ٠,٠٥) = ٣,١٦

ف(٣ ، ١٨ ، ٠,٠١) = ٥,٠٩

وحيث أن قيمة ف المحسوبة (٥,٩٨) أكبر من القيمتين الجدوليتين فإن القيمة المحسوبة تقع فى منطقة الرفض ، وعليه فإننا نرفض الفرض الصفرى (تساوى متوسط المجموعات) ونقبل الفرض البديل وهو عدم تساوى متوسطات المجموعات عند مستوى دلاله ٠,٠١ ومعنى هذا أنه يوجد إختلاف بين متوسطات المجموعات ، وعلى الأقل بين متوسطين منها وليس شرطاً أن تكون جميع المتوسطات مختلفة عن بعضها البعض .

ولمعرفة أى المجموعات تختلف عن الأخرى نجرى المقارنات المتعددة للمتوسطات والتى سنوضحها بعد ذلك .

أما اختبار فرض التجانس الذى لم نوضحه فى المثال فيكون كالتالى :

(١) بإستخدام طريقة هارتلى :

$$ف = \frac{\text{أكبر تباين}}{\text{أصغر تباين}}$$

وبحساب تباينات المجموعات الأربع نجد أنها :

٣,٥٠ ، ١,٩ ، ٠,٧١ ، ١,٣

وبقسمة أكبر تباين على أصغر تباين فإن :

$$ف = \frac{٣,٥٠}{٠,٧١} = ٤,٩٣$$

ثم نقارنها بقيمة ف من جـدول خاصـة F- max بـدرجات حريـة حريـة (ك ، ن – ١) حيث ك هى عدد المجموعات ، (ن – ١) هى درجات حرية أكبـر مجموعة ، وعليه تكون درجات الحرية هنا هـى (٤ ، ٥) ثـم نسـتخدم الجـداول الخاصة ، وتسمى F- Max ف (٤ ، ٥ ، ٠,٠٥) = ١٣,٧

وتكون القيمة المحسوبة (٤,٩٣) أصغر من القيمة الجدولية ، ومن ثم نقبـل الفرض الصفرى وهو تساوى تباينات المجموعات أو تجانس المجموعات .

(٢) وباستخدام طريقة كوكران وهى :

$$ف = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع تباينات المجموعات}}$$

$$ف = \frac{٣,٥٠}{٣,٥ + ١,٩ + ٠,٧١ + ١,٣} = \frac{٣,٥٠}{٧,٤١} = ٠,٤٧$$

ثم نقارن هذه القيمة المحسوبة (٠,٤٧) بقيمة كوكران الجدولية بدرجات حرية (ك ، ن – ١) ومستوى دلالة ٠,٠٥

حيث ك هى عدد المجموعات ، (ن – ١) هى درجات حرية أكبر مجموعـة (٦ – ١) = ٥.

وتكون قيمة كوكران الجدولية بدرجات حرية (٤ ، ٥) = ٠,٥٨٩ وعليه فإننا نقبل الفرض الصفرى وهو تساوى تباينات المجموعات (تجانس المجموعات) .

ويكون القرار من الطريقتين السابقتين هو تجانس المجموعات وعدم اخـتلاف تبايناتها اختلافاً دالاً ، ويعنى هذا تحقق شرط التجانس . ويفضـل اسـتخدام طريقـة هارتلى لسهولة استخدامها كما أن طريقة كوكران تؤدى إلى نفس النتيجة .

حجم التأثير : Effect Size

عند استخدام أسلوب تحليل التباين الأحادى يكون الإهتمام بمعرفة الفروق بين متوسطات درجات المجموعات فى المتغير التابع ، وبمعنى آخر الإهتمام بدراسة علاقة المتغير المستقل بالمتغير التابع .

فإذا كانت قيمة (ف) دالة إحصائياً ، فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل بوجود فروق دالة بين متوسطات درجات المجموعات ، وقد يكون مستوى الدلالة ٠,٠٥ أو ٠,٠٠١ وربما أكثر من ذلك .

ولكن مستوى الدلالة مهما كان كبيراً لا يوضح حجم هذه الفروق أو التأثير للمتغير التابع . ويمكن قياس حجم تأثير المتغير المستقل بطريقة أخرى والتى تسمى بالدلالة العملية للنتائج . وقياس حجم التأثير كميا يكون منسوباً إلى أخطاء البيانات . وبصفة عامة يمكن توضيح حجم التأثير فى ضوء قوة العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة والتى تفسر مثل تفسير معامل الإرتباط (Winer : et ., ١٩٩١ : ١٢٤ -١٢٦) .

١ – أحد هذه الطرق تقوم على حساب نسبة تباين مجموعات المتغير المستقل إلى التباين الكلى . ويكون الناتج مقياساً لنسبة من التباين الكلى ترجع إلى المتغير المستقل والتى يمكن تفسيرها مثل مربع معامل الإرتباط .

وهذه الطريقة تشبه طريقة حساب مربع الإرتباط المتعدد للتنبؤ بالمتغير التابع من المتغير التصنيفى ، حيث يكون :

$$\text{مربع معامل الإرتباط} = \frac{\text{مجموع مربعات المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

وهو يسمى أحياناً بإسم نسبة الإرتباط والتى قد تدل على إرتباط غير خطى . ومربع معامل الإرتباط هو نسبة التباين فى المتغير التابع التى يمكن التنبؤ بها بإستخدام المتغير المستقل .

والمقياس المناسب هنا (والمشار إليه من قبل) يسمى مربع إيتا ،

$$\text{مربع إيتا} = \frac{\text{تباين المجموعات فى المجتمع}}{\quad}$$

(تباين المجموعات + تباين الخطأ) فى المجتمع

وهى نسبة لا تستطيع حسابها لعدم معرفة تباين المجموعات أو تباين الخطأ فى المجتمع .

ويفسر مربع إيتا مثل مربع معامل الإرتباط (أو نسبة الإرتباط) وهى نسبة تباين المتغير التابع لخطأ

$$\text{مربع } E = \frac{\text{تباين المتغير التابع لخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

وإذا طبقنا هذه الطريقة على نتائج مثال (١) (جدول ٩ - ٢)

$$\text{مربع الإرتباط } E = \frac{٣٤,٨٢}{٦٩,٨٢} = ٠,٤٩٩$$

وتفسر هذه القيمة (٠,٤٩٩) كنسبة من التباين الكلى ، فهى تعنى أن ٥٠٪ تقريباً من تباين المتغير التابع يمكن تفسيره بمعرفة المتغير المستقل ، وهى نسبة مرتفعة وتدل على تأثير قوى للمتغير المستقل على المتغير التابع أما مربع إيتا (وهى تقدير غير متحيز لمربع لإرتباط فى المجتمع)

$$= \frac{٣٤,٨٢ - ٣ \times ١,٩٤}{٦٩,٨٢} = ٠,٤١٥$$

وهى تعنى أن ٤١,٥٪ من تباين المتغير التابع يرجع إلى المتغير المستقل وهى تدل على حجم تأثير مرتفع

٢ - ذكر هايز (Hays , ١٩٨١) أنه يمكن حساب معامل آخر يسمى مربع أوميجا ويحسب من المعادلة :

$$\omega^2 = \frac{\text{مجموع مربعات المجموعات} - (\text{ك} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

أو

(ك - ١) (ف - ١)

$$\omega^2 = \frac{}{\text{ن} + (\text{ك} - ١)(\text{ف} - ١)}$$

حيث ك عدد المجموعات ، ف النسبة الفائية المحسوبة ، ن العدد الكلى للدرجات . وبتطبيق هذه الطريقة على ناتج المثال (١) فإن :

$$\text{مربع أوميجا} = \frac{\text{٣٤,٨٢} - ٣ \times \text{١,٩٤}}{\text{٦٩,٨٢} + \text{١,٩٤}} = \frac{٢٩}{\text{٧١,٧٦}} = \text{٠,٤٠٤}$$

أو

$$\text{مربع أوميجا} = \frac{(\text{ك} - ١)(\text{ف} - ١)}{\text{ن} + (\text{ك} - ١)(\text{ف} - ١)}$$

$$= \frac{(٤ - ١)(\text{٥,٩٨} - ١)}{٢٢ + (٤ - ١)(\text{٥,٩٨} - ١)} = \text{٠,٤٠٤}$$

وهو حجم تأثير مرتفع ، وهى تعنى أن ٤٠,٤% من تباين المتغير التابع يرجع إلى أثر المتغير المستقل .

وقد إقترح كوهن (Cohen ١٩٨٨) أنه إذا كان مربع إيتا = ٠,٠١ فإن حجم التأثير يكون ضعيفاً ، أما إذا كان مربع إيتا = ٠,٠٦ فإنه يدل على حجم تأثير متوسط ، بينما إذا كان مربع إيتا = ٠,١٦ فيدل على حجم تأثير مرتفع .

المقارنات المتعددة للمتوسطات : Multiple Comparison of Means

يعد موضوع المقارنات المتعددة من القضايا الإحصائية المشتتة للأذهان كما أنه موضوع شائك ولا توجد إجابة واحدة صحيحة له وذلك لتنوع الطرق ومشكلاتها . وهناك العديد من التوصيات من علماء الإحصاء النفسى والتربوى باستخدام طريقة دون الأخرى ، وأحياناً نجد تضارباً بين تلك التوصيات . وقد قرر بترينوميتش وهارديك (Petrinovich & Hardyck , ١٩٦٩) بعدم وجود اتفاق تام بين الإحصائيين على طريقة دون الأخرى . فيرى البعض (Ferguson , ١٩٧١ , Keppel , ١٩٧٣ , Games , ١٩٧١) أن المقارنات المتعددة يتم استخدامها بعد

إجراء تحليل التباين والحصول على نسبة فائية دالة احصائيا ، بمعنى التوصل إلى قرار بوجود اختلافات (فروق) بين المتوسطات . ولكن إدواردز (Edwards ، ١٩٦٨) يرى بأنه يمكن إجراء المقارنات المتعددة بين المتوسطات حتى لو لم تكن النسبة الفائية دالة إحصائيا ، ويقصد إدواردز من رأيه أنه يمكن استخدام **مستوى دلالة ٠,١٠ في حالة الفرض البديل المجه وهي تعادل ٠,٠٥ في اختبار الطرف الواحد ، وعليه فإنه قد اختلف عن الآخرين في مستوى دلالة القيمة الفائية بمعنى أنها لا تكون دالة إحصائيا عند ٠,٠٥ بإختبار الطرفين ولكنها دالة عند مستوى ٠,٠٥ لطرف واحد ، هو مستوى مرتبط بالفرض البديل الموجه . وقد ذكرنا سابقا أن وضع فروض الدراسة في مثل هذه الحالة يجب أن يتم اعتمادا على الدراسات السابقة وقبل تحليل البيانات وليس بعد أن يرى الباحث نتائج التحليل الإحصائي . وفي هذه الحالة فقط يمكن استخدام الفروض الموجهة والإستفادة من مستوى الدلالة ٠,١٠ كما يرى إدواردز .** أما خلاف ذلك فيتم استخدام الفرض البديل غير الموجه (اختبار الطرفين)

وفي كثير من الحالات يتم استخدام اختبار (ت) لمقارنة متوسطات عدة مجموعات . فإذا وجدت دراسة تشتمل على ثلاث مجموعات مستقلة وتم اختيارها عشوائيا ، وبفرض عدم مخالفة شرطي الإعتدالية والتجانس ، فيتم مقارنة متوسطي المجموعتين الأولى والثانية ، ثم مقارنة متوسطي المجموعتين الثانية والثالثة ، وأخيرا مقارنة متوسطي المجموعتين الأولى والثالثة (وهي مقارنة يمكن استنتاجها من المقارنتين السابقتين) وفي هذه الحالة يتم استخدام مستوى دلالة (٠,٠٥ مثلا) في **كل مقارنة ، ولكون هذه المقارنات الثلاث في دراسة واحدة ، ومن ثم فإن خطأ النوع الأول في هذه الدراسة = ١ − (١ − ٠,٠٥)^{٣}**

= ١ − ٠,٨٥٧

= ٠,١٤٣

وفي حالة وجود ست مجموعات فإن خطأ النوع الأول يزداد ويصبح مساويا [١ − (١ − ٠,٠٥)^{٦}] = [١ − ٠,٧٣٥] = ٠,٢٦٥ وهذا الخطأ المتراكم من المقارنات المتعددة بإستخدام اختبار (ت) كبير جدا ، كما أن الباحث يقرر بأن

الفروق بين المتوسطات دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، ولا يذكر ٠,١٤٣ (فى حالة ثـلاث مجموعات) أو ٠,٢٦٥ (فى حالة ست مجموعات) .

ومن ذلك فإن قضية المقارنات المتعددة هى كيفية ضبط خطـأ النـوع الأول ، وهذا هو محور الخلاف الأساسى بين طرق المقارنات المتعددة المختلفة وهى : طريقة Least Square Difference (Lsd) طريقة توكى Tukey ، طريقة بـونفرونى Bonfrerni أو طريقة ضن Dunn ، وطريقة شـفيه Scheffe ، وطريقـة ضـنت Dunnett ، وطريقة نيومان كولز Newman – Keuls . وتتراوح هذه الطرق بين التشدد فى ضبط خطأ النوع الأول مثل طريقة شفيه وبين التساهل مثل طريقة دنكـان أو Lsd .

الفروق بين طرق المقارنات المتعددة فى ضبط خطأ النوع الأول :

تختلف طرق المقارنات المتعددة بإختلاف أسلوبها فى ضبط خطأ النـوع الأول للمقارنة الواحدة وللدراسة كلها وسوف نعرض لبعض الإختلافات بينها .

١ – هناك إتجاه يرى بأننا نستخدم قيمة الفا (α) ثابتة فى كل مقارنة مـن المقارنات الممكنة بين أزواج المتوسطات ، ولا يهتم (هذا الإتجاه) بخطأ الدراسـة . وهذا الإتجاه يمثله استخدام اختبار (ت) لمقارنة الأزواج الممكنة من المتوسطات . ويكون عدد المقارنات الممكنة بين أزواج المتوسطات

$$= \frac{ك\ (ك - ١)}{٢}$$ حيث ك هى عدد المجموعات .

وإذا إستخدمنا هذه الطريقة بعد إجراء تحليل التباين فإنهـا تسـتخدم متوسـط مربعات الخطأ فى المقارنات حيث يكون الخطأ المعيارى

$$= \sqrt{\text{متوسط مربعات الخطأ} \times \frac{٢}{ن}}$$ (فى حالة تساوى المجموعات)

وطريقة اختبار (ت) بهذا الأسلوب تسمى بطريقة Lsd .

وهى Least Square Differences الطريقة التى توصل إليها فيشر عام ١٩٤٨ .

مثال (٢) : إذا كانت لدينا دراسة تحتوى أربع مجموعات حجم كل منها ٢٠ فرداً ، وكانت متوسطات المجموعات الأربع هـــى : ١٠ ، ١٠,٥٤ ، ١٢,٨٦ ، ٧,١٧ ونتائج تحليل التباين كما بالجدول (٩ – ٣) .

جدول (٩ – ٣) تحليل التباين الأحادى لدرجات أربع مجموعات

مصدر التباين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٣٢٧,٩٨	٣	١٠٩,٣٣	٨,١٩	دالة عند
الخطأ	١٠١٤,٦٥	٧٦	١٣,٣٥		مستوى٠,٠٠١
الكلى	١٣٤٢,٦٣	٧٩			

فإذا ما استخدمنا طريقة Lsd (أو اختبـــار ت) فإنهـــا تجـــرى المقارنـــات المتعددة بين عدة أزواج من المتوسطات عددها (هنا)

$$= \frac{٣ \times ٤}{٢} = ٦$$

وبإستخدام مستوى الدلالة ٠,٠٥ فإن خطأ النوع الأول فى المقارنة الواحدة = ٠,٠٥ .

وخطأ النوع الأول فى مقارنتين = ١ – (١ – ٠,٠٥)^{٢} = ٠,٠٩٧٥ وخطأ النوع الأول فى حالة ثلاث مقارنات = ١ – (١ – ٠,٠٥)^{٢} = ٠,١٤٣

أما خطأ النوع الأول فى الدراسة كلها = ١ – (١ – ٠,٠٥)^{٦} = ٠,٢٦٥

وتستخدم هذه الطريقة متوسط مربعات الخطأ (١٣,٣٥) فى حساب الخطأ المعيارى للمقارنات

$$= \sqrt{\text{متوسط مربعات الخطأ} \times \frac{٢}{ن}}$$

ومنطقة الثقة (منطقة قبول الفرض الصفرى) = ± ت الجدوليـــة × الخطـــأ المعيارى وذلك لتساوى المجموعات .

أما فى حالة اختلاف عدد أفراد كل مجموعة فإنها تحسب **خطأ معيـارى لكـل** مقارنة حيث تستخدم $\left(\frac{1}{ن_1}+\frac{1}{ن_2}\right)$ بدلاً من $\left(\frac{2}{ن}\right)$ فى القانون **الســابق (Kramer ,** ١٩٥٦) . كما اقترح كرامر أيضاً إمكانيــة اســتخدام **الوســط التــوافقى إذا كانــت** المجموعات مختلفة الأحجام وهو :

$$ن' = ك \div \left(\frac{1}{ن_1}+\frac{1}{ن_2}+ ..... + \frac{1}{ن_ك}\right)$$

ويكون الخطأ المعيارى (للمثال٢) =

$$= \sqrt{١٣,٣٥ \times \frac{٢}{٢٠}} = \sqrt{١,٣٣٥} = ١,١٥٥$$

وتتحدد منطقة القبول الصــفرى بالحــدود ± ت (٧٦ ، ٠,٠٥) × **الخطــأ** المعيارى

= ± ١,٩٩٣ × ١,١٥٥ = ± ٢,٣ عند مستوى ٠,٠٥

ويمكن تمثيل هذه المنطقة بالشكل السداسى الموضح ، وهى تعادل ٠,٧٣٥ من المساحة الكلية للتوزيع المشترك للمقارنات الست . ويحتوى الشكل السداســى علــى جميع القيم المحتملة لقبول الفرض الصفرى (عدم اختلاف المتوسطات)

والمساحة المتبقية هى ١ – ٠,٧٣٥ = ٠,٢٦٥ وهى منطقة الخطأ فى قبول الفرض الصفرى وهى تسمــى خطــأ النوع الأول . ولكى نقلل من خطأ النوع الأول (٠,٢٦٥) فيجب أن نزيد مساحة الشكل السداسى حتى تشمل جزءاً كبيراً من التوزيع المشترك .

شكل (٩ – ١) العلاقة بين اختبار ت ، ف ، شفيه فى منطقة قبول الفرض الصفرى

وهذا ما تقوم به طرق المقارنات المتعددة المختلفة ، وهو محاولة ضبط خطــأ النــوع الأول فى الدراسة كلها . وأى طريقة تقرر زيادة المساحة المذكورة (٠,٧٣٥) فإنها تقلل من خطأ التجربة وخطأ المقارنة الواحدة .

يرى (Games ، ١٩٧١) أننا إذا طبقنا اختبار (ت) ، (ف) ، شفيه على المثال السابق (٢) فإننا نحصل على مساحات قبول فرض العدم كما هى موضحة بالشــكل (٩ - ١) حيث تدل مساحة الشكل السداسى على المساحة التى يحددها اختبار (ت) لجميع المقارنات الممكنة وهى ٠,٧٣٥ ، أما المساحة المحددة بالقطع الناقص فيه تدل على مساحة قبول الفرض الصفرى بإستخدام تحليل التباين (اختبار ف) وهى تمثــل ٠,٩٥ من التوزيع المشترك للمجموعات الأربع ، وأى نقطة داخل القطع الناقص تمثل عدم اختلاف متوسطات المجموعات . ومن ثم فإن تحليل التباين لضبط خطــأ النــوع الأول (عند المستوى المطلوب) . ومن الواضح أن مساحة القطع الناقص أكبر مــن مساحة الشكل السداسى ، ومعنى هذا أنه يمكن التوصل إلى فروق بــين المتوســطات بإستخدام اختبار (ت) بينما تكون غير مختلفة بإستخدام اختبار (ف) ، ويتمثل هذا فى المساحة المحصورة بين القطع الناقص والشكل السداسى . إلا أن اختبار (ف) لا يستطيع أن يخبرنا عن مقارنات الثنائية .

٢ - الإتجاه الثانى يرى بأن نحدد خطأ التجربة كلهــا (لجميــع المقارنــات الممكنة لأزواج المتوسطات) بالقيمة الفا α . ويؤدى هذا إلى تقليل خطــأ المقارنــة الواحدة كلما زاد عدد المقارنات . وهذا ما تقوم به طريقة توكى Tukey والتى أطلق عليها اسم طريقة المقارنات الصادقة Honestly Significant Difference

(Petinovich & Hardck , ١٩٦٩)

وتستخدم طريقة توكى جدول خاص بها مستنتج من جدول (ت) . وفى مثالنا السابق فإن قيمة توكى الجدولية فــى حالــة عــدد المتوســطات = ٤ ، درجــات الحرية = ٧٦ هى ٣,٧٢٤ عند مستوى ٠,٠٥ وتسمى هذه الجداول باسم Studentized Range .

وتتحدد منطقة قبول الفرض الصفرى بالحدود q± (٤ ، ٧٦ ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

$$= \pm ٣,٧٢٤ \times \sqrt{\frac{١٣,٣٥}{٢٠}}$$

$$= \pm ٣,٧٢٤ \times ٠,٨١٧$$

$$= \pm ٣,٠٤٣$$

ومن الواضح أنها تحدد منطقة أكبر من منطقة اختبار (ت) ، وهى تمثل مساحة ٠,٩٥ من التوزيع المشترك للمجموعات الأربع . وهذه الطريقة تضبط خطأ الدراسة كلها عند ٠,٠٥ وبالتالى تقل خطأ المقارنة مما يؤدى إلى زيادة مساحة منطقة قبول الفرض الصفرى (٣,٠٤٣ بدلاً من ٢,٣٠) ولذلك فهى منخفضة Conservative أكثر من اختبار (ت) . وإذا مثلنا هذه المنطقة بيانيا فإنها تكون على شكل سداسى أكبر من الشكل المبين فى حالة اختبار (ت) ولكنه أقل من حدود طريقة شفيه

٣ – الإتجاه الثالث يرى بتحديد خطأ التجربة كلها لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات ولأى مقارنات أخرى محتملة بين المتوسطات . ومثال ذلك مقارنة متوسط المجموعة الأولى (م١) مع متوسطى المجموعتين الثانية والثالثة ، ومع متوسطى المجموعتين الثانية والرابعة ، وهكذا . وكذلك مقارنة م١ مع ١/٣ (م٢ + م٣ + م٤) ، م٢ مع ١/٣ (م١ + م٣ + م٤) وهكذا **وقد تصل عدد هذه المقارنات إلى عدد كبير جدا وربما غير محدود . ولهذا السبب تسمى طريقة شفيه الطريقة الأكثر تحفظاً More Conservative عن الطرق الأخرى ، فهى تضع حداً أعلى لخطأ النوع الأول هو الفا (α) ، وقد لا تصل الدراسة كلها إلى هذا المستوى المحدد ، وبالتالى فإن خطأ النوع الأول للمقارنة الواحدة يقل كثيراً عن طريقة توكى مما يزيد من قوة اختبار شفيه عن الطرق الأخرى .**

وتتحدد منطقة قبول الفرض الصفرى عند شفيه من المعادلة

$$\text{المدى} = \pm \sqrt{(\text{ك} - ١) \times \text{ف الجدولية} \times \text{الخطأ المعيارى}}$$

$$= \pm \sqrt{(\text{ك} - ١) \times \text{ف الجدولية} \times \frac{\text{متوسط مربعات الخطأ} \times ٢}{\text{ن}}}$$

حيث ك هى عدد المجموعات ، ف تستخرج من جداول ف بدرجات حرية المجموعات والخطأ (ك – ١) ، (ن – ك) . وبتطبيق طريقة شفيهه على المثال السابق (مثال ٢) فإن حدود منطقة قبول الفرض الصفرى (مدى شفيه)

$$= \pm \sqrt{(٤ - ١) \times \text{ف} (٣ ، ٧٦ ، ٠,٠٥) \times \frac{١٣,٣٥ \times ٢}{٢٠}}$$

$$= \pm \sqrt{٣ \times ٢,٧٣ \times \frac{١٣,٣٥ \times ٢}{٢٠}}$$

$$= \pm \sqrt{١٠,٩,٣٤}$$

مدى شفيه = ± ٣,٣١ عند مستوى ٠,٠٥

ومن الواضح أن طريقة شفيه تحدد مساحة أكبر من المساحة التى تحددها طريقة توكى لقبول الفرض الصفرى ، وهذا هو السبب فى كونها أكثر تحفظاً . ويتضح تمثيل منطقة شفيه بيانيا بالمستطيل الخارجى المبين بالشكل (٩ – ١) . ويدل الشكل على أن طريقة شفيه أكثر تحفظاً من جميع طرق المقارنات المتعددة ، كما أنه يدل على إمكانية وجود فروق دالة بإستخدام اختبار (ف) بينما لا تتوصل طريقة شفيه إلى أيه فروق داله ، ويرجع السبب فى ذلك إلى المساحة الأكثر لمنطقة قبول الفرض الصفرى عند شفيه عنها فى اختبار (ف) .

وطريقة شفيه هى الطريقة الوحيدة التى تسمح بمقارنة متوسط مجموعة مع دالة خطية من المجموعات الأخرى (كما ذكرنا سابقا) ، إلا أن كثير من تلك المقارنـــات قد لا يكون لها معنى مثل المقارنة :

$م_2$ مع ($\frac{3}{4} م_1 + \frac{1}{4} م_3$) ليس لها معنى ، وبالتالى فإن تحفظ طريقة شفيه يزيد عن الحد المطلوب .

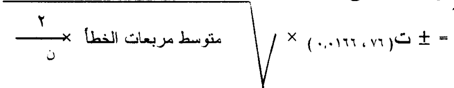
٤ – الإتجاه الرابع مرتبط بطريقة بونفرونى Bonferroni والتى تسمى أحياناً طريقة ضن (Dunn , ١٩٦١) ، وهى تحدد حداً أعلى لخطأ النوع الأول ألفـــا فـــى الدراسة كلها لكل المقارنات التى يرغب فيها الباحث . بمعنى أن الباحـــث يحـــدد أولاً عدد المقارنات التى يرغب فيها ثم يوزع خطأ الدراسة (٠,٠٥ مـــثلاً) علـــى تلـــك المقارنات . وتعتمد هذه الطريقة على أنه فى أى دراسة فإن احتمال خطأ النوع الأول يجب أن يساوى (أو يقل عن) مجموع أخطاء المقارنات كلها .

وبتطبيق هذه الطريقة على مثالنا السابق (٢) فى حالة (أربع مجموعـــات) لكننا نرغب فى إجراء ثلاث مقارنات فقط ($م_1$ مع $م_2$ ، $م_1$ مع $م_3$ ، $م_1$ مع $م_4$) ، فإن

$$\text{قيمة خطأ النوع الأول لكل مقارنة} = \frac{0.05}{3} = 0.0166$$

ثم نستخرج قيمة ت الجدولية عند مستوى دلالة ٠,٠١٦٦ ولأنه لا يوجد فى جـــدول (ت) مثل هذا المستوى للدلالة ، فقد وضع ضن Dunn جداول خاصة لتوزيع (ت) تستخدم لهذا الغرض من المقارنات وتســـمى جـــداول بـــونفرونى. $ت_{(76 ، 0.0166)}$ = ٢,٤٤٨٤ .

وتكون حدود منطقة قبول الفرض الصفرى بطريقة بونفرونى فى حالة إجـــراء ثلاث مقارنات كما هى محددة



$$= \pm ت_{(76 ، 0.0166)} \times \sqrt{\text{متوسط مربعات الخطأ} \times \frac{2}{ن}}$$

$$\pm ٢,٤٤٨٤ \sqrt{\text{...١٣٣٥} \times \frac{٢}{٢٠}}$$

$$= \pm ٢,٤٤٨٤ \times ١,١٥٥ = \pm ٢,٨٣$$

أما فى حالة ست مقارنات = ± ٢,٧١ × ١,١٥٥ = ± ٣,١٣

ومن الواضح أن هذا المدى يحدد منطقة أقل من طريقتى توكى وشفيه ، ولكنهما أكبر من طريقة Lsd ، والسبب فى ذلك هو اختلاف مستوى الدلالة لكل مقارنة ، إلا أن هذه المساحة تمثل ٠,٩٥ من التوزيع المشترك للمجموعات . ومعنى هذا أن طريقة بونفرونى متحفظة بعض الشئ ، وأكثر قوة من اختبار (ت) وشفيه وإذا إقترب عدد المقارنات من عدد المجموعات فإن طريقة بونفرونى أكثر قوة من طريقة شفيه ، أما إذا كان عدد المقارنات أكبر من عدد المجموعات فإن طريقة شفيه تكون أكثر قوة من طريقة بونفرونى (Games , ١٩٧١ ; Keppel , ١٩٧٣) .

٥ – الإتجاه الخامس يمثل طريقتى المقارنات المتتابعة Sequential وهما طريقتى نيومان – كولز Newman – Keuls ، ودنكان Duncan

وتعتمد الطريقتان على تقسيم المقارنات إلى خطوات متتابعة .

(أ) طريقة نيومان – كولز وهى تحدد خطأ الدراسة وخطأ المقارنة فى كل خطوة من خطوات المقارنات ، وتعتمد الخطوات على عدد المجموعات . فإذا كان فى الدراسة خمس مجموعات وكان الترتيب التصاعدى للمتوسطات الخمسة هو $م_٣$ ، $م_٥$ ، $م_٤$ ، $م_٢$ ، $م_١$ بمعنى أن $م_٣$ أقل المتوسطات $م_١$ أعلى المتوسطات ، فإن الخطوة الأولى تهتم بمقارنة $م_١$ مع المتوسطات الأربعة الأخرى . والخطوة الثانية لمقارنة $م_١$ مع المتوسطات $م_٢$ ، $م_٤$ ، $م_٥$ والخطوة الثالثة لمقارنة $م_١$ مع $م_٢$ ، $م_٤$ ، والخطوة الرابعة والأخيرة لمقارنة $م_١$ مع $م_٢$ فقط ويكون عدد المقارنات الكلى

$$= \frac{ك (ك - ١)}{٢} = \frac{٥ \times ٤}{٢} = ١٠$$

وتستخدم فى كل خطوة من الخطوات الأربع مستوى دلالـــة = ألفـــا (α) . ولكن إذا تم قبول الفرض الصفرى فى أحد الخطوات فلا نقوم بإجراء الخطوة التاليـــة لها ومن ثم تقل عدد المقارنات .

وبتطبيق هذه الطريقة على المثال السابق (مثال ٢) فإن الخطوة الأولى هـــى حساب حدود منطقة قبول الفرض الصفرى (تساوى متوسطات المجموعات الأربعة) وهى :

المدى = $\pm q_{(٤ ، ٧٦ ، ٠,٠٥)}$ × الخطأ المعيارى (وهى مشابهة لمدى تـــوكى وتستخدم نفس الجداول) .

$$= \pm ٣,٧٢٤ \times \sqrt{\frac{١٣,٣٥}{٢٠}}$$

$$= \pm ٣,٧٢٤ \times ٠,٨١٧$$

$$= \pm ٣,٠٤٣$$

وهى نفس القيمة فى حالة استخدام طريقة توكى وبمقارنة هذه الحدود مع فروق متوسطات المجموعات الأربعة

(١٠ ، ١٠,٥٤ ، ١٢,٨٦ ، ٧,١٧) حيث يكون الترتيب التصاعدى هو $م_{٤}$ ، $م_{١}$ ، $م_{٢}$ ، $م_{٣}$ نجد أن فروق المتوسطات عن $م_{٣}$ (أكبـــر متوســـط) هـــى : ٥,٦٩ ، ٢,٨٦ ، ٢,٣٢ مما يدل على رفض الفرض الصفرى (لوجود فرق هو ٥,٦٩ أكبـــر من الحدين ± ٣,٠٤٣) . وعليه فإننا نجرى الخطوة التالية حيث تكون حدود الخطوة الثانية

$$= \pm q_{(٣ ، ٧٦ ، ٠,٠٥)} \times \text{الخطأ المعيارى}$$

$$= \pm ٣,٣٩ \times ٠,٨١٧$$

$$= \pm ٢,٧٧$$

ثم نقارن هذه القيمة مـــع فـــروق المتوســـطات الثلاثـــة = (١٠ ، ١٠,٥٤ ، ١٢,٨٦) وهى (٢,٨٦ ، ٠,٥٤) ويتضح وجود فرق أكبر من حدى منطقـــة قبـــول الفرض الصفرى . وبالتالى نجرى الخطوة الثالثة

حدود منطقة قبول الفرض الصفرى (مدى نيومان كولز)

= ±q (٢، ٣، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

= ± ٢,٨٢٢ × ٠,٨١٧

= ± ٢,٣١

وهى نفس القيمة فى حالة اختبار LSD أو اختبار (ت) . وبمقارنة هذه القيمة مع الفرق بين متوسطى م٢ ، م٣ وهو ٢,٣٢ نستنتج وجود فرق دال بين متوسطى المجموعتين الثانية والثالثة .

(ب) أما طريقة دنكان Duncan وهى مشابهة لطريقة نيومان كولز فى إجراء المقرنات على خطوات متتابعة أيضاً ، حيث تحدد مستوى الدلالة فى كل مقارنة = الفا α ولا تتوقف عند أى خطوة بل تستمر إلى نهاية الخطوات ، كما أنها لا تهتم بخطأ النوع الأول فى الدراسة كلها . وعليه فإن خطأ النوع الأول فى طريقة دنكان أكبر منه فى أى طريقة أخرى وهى مشابهة لطريقة LSD وتستخدم طريقة دنكان جدول خاص بها يسمى Duncan Multiple Range وتكون حدود قبول الفرض الصفرى فى الخطوة الأولى :

= ±D (ك ، د . ح ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

وبتطبيق طريقة دنكان على مثالنا السابق (مثال ٢) فإن :

مدى دنكان (للخطوة الأولى) = ±D (٤ ، ٧٦ ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

= ± ٣,٠٥ × ٠,٨١٧ = ± ٢,٤٥٥

ومن الواضح أنها أصغر من مدى نيومان كولز فى الخطوة الأولى

مدى دنكان (للخطوة الثانية) = ±D (٣ ، ٧٦ ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

= ± ٢,٩٦٨ × ٠,٨١٧

= ± ٢,٤٢٥

مدى دنكان (للخطوة الثالثة) = ±D (٢ ، ٧٦ ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

= ± ٢,٨١٨ × ٠,٨١٧

= ± ٢,٣٠

٦ – الإتجاه السادس يحدد خطأ الدراسة كلها بمستوى الفا عند مقارنة مجموعة ضابطة مع عدة مجموعات تجريبية وهى تعرف بإسم طريقة ضنت Dunnett ويكون عدد المقارنات (ك – ١) فقط ، وتستخدم هذه الطريقة جدول خاص بها . وتكون منطقة قبول الفرض الصفرى عند مقارنة أى من المجموعات التجريبية مع المجموعة الضابطة هى :

$$= \pm qD_{(\text{ك} - ١),\ \text{د ح},\ \alpha} \times \sqrt{\frac{\text{متوسط مربعات الخطأ} \times ٢}{\text{ن}}}$$

وبالتطبيق على المثال (٢) بإفتراض أن المجموعة الرابعة هى مجموعة ضابطة ومتوسطها هو ٧,١٧ فتكون حدود منطقة قبول الفرض الصفرى بطريقة ضنت

$$= \pm qD_{(٣،\ ٧٦،\ ٠,٠٥)} \times \sqrt{٢} \times \text{الخطأ المعيارى}$$

$$= \pm ٢,٤٢٢ \times ١,١٥٥$$

$$= \pm ٢,٨٠$$

ثم نقارن هذه القيمة مع الفروق بين متوسط المجموعة الضابطة ومتوسطات المجموعات التجريبية . ومن الواضح أن هناك اختلافات جوهرية بين طرق المقارنات المتعددة السابقة . بشأن تحديد خطأ النوع الأول فى الدراسة والذى يؤدى إلى نتائج مختلفة بإختلاف الطرق المذكورة .

مقارنة الطرق المختلفة :

ومن مقارنة نتائج استخدام هذه الطرق مع مثالنا الموضح نجد أن حدى منطقة قبول الفرض الصفرى فى كل منها تختلف عن الأخرى ، مما يؤدى إلى قرار مختلف عن النتائج (نتائج مختلفة) . وبمقارنة المدى فى كل طريقة عند استخدام عدد مختلف من المجموعات (٢ ، ٣ ، ٤) مع فروق المتوسطات (جدول ٩ – ٤) فإن النتائج يوضحها الجدول (٩ – ٥) .

جدول (٩ – ٤) فروق المتوسطات

	م٤	م١	م٢	م٣
م٤	–	٢,٨٣	٣,٣٧	٥,٦٩
م١		–	٠,٥٤	٢,٨٦
م٢			–	٢,٣٢

جدول (٩ -- ٥)

نتائج استخدام عدة طرق للمقارنات المتعددة للمتوسطات

الطريقة	المدى فى حالة المجموعات ٢	٣	٤	قرار النتائج
– اختبار (ت) أو LSD	٢,٣٠	٢,٣٠	٢,٣٠	فروق بين جميع المتوسطات ما عدا م١ ، م٢
– دنكان	٢,٣٠	٢,٤٢٥	٢,٤٥٥	فروق بين جميع المتوسطات ما عدا م١ ، م٢
– نيومان كولز	٢,٣١	٢,٧٧	٣,٠٤٣	فروق بين جميع المتوسطات ما عدا م١ ، م٢ وكذلك م١ ، م٤
– توكى	٣,٠٤٣	٣,٠٤٣	٣,٠٤٣	فروق بين م٤ ، م٢ وكذلك م٤ ، م٣ فقط
– شفيه	٣,٣١	٣,٣١	٣,٣١	فروق بين م٤ ، م٢ وكذلك م٤ ، م٣ فقط
– بونفرونى	٢,٣١	٢,٨٣	٣,١٣	فروق بين م٤ ، م٢ وكذلك م٤ ، م٣ فقط (عند إجراء ٦ مقارنات)
– ضنت	٢,٨٠	٢,٨٠	٢,٨٠	فروق بين م٤ ، وكل من م١ ، م٢ ، م٣ بافتراض أن المجموعة الرابعة ضابطة

وقد ناقش هارتر (Harter, ١٩٥٧) وكذلك كل من واينر (Winer , ١٩٧٢) وإدواردز (Edwards , ١٩٦٨) وجـلاس وسـتانلى (Glass & Stanley) مقارنة الطرق المختلفة . حيث حاول هارتر مقارنة تلك الطرق بحساب مستوى الخطأ من النوع الثانى (B) وتوصل إلى وجود فروق فى قوة الطرق المختلفـة بـإختلاف تحقيق الإفتراضات الأساسية (الإعتدالية والتجانس) وخاصة الطرق التى تعتمد على توزيع (ت) وهى : دنكان ونيومان كولز ، وتوكى ، وضنت ، أما طريقـة شـفيه والتى تعتمد على توزيع (ف) فإنها لا تتأثر بالحيد عن الإفتراضات الأساسية حيـث أثبتت عدة دراسـات (Edwards , ١٩٦٨ ; Winer , ١٩٧٢ ; Keppel , ١٩٧٣) أن اختبار (ف) لديه القدرة على الحفاظ على مستوى الخطـأ مـن النـوعين الأول والثانى عندما تخالف البيانات الإفتراضـات الأساسـية ، وهـذا مـا يعـرف بإسـم Robustness . أما اختبار (ت) فإنه يعطى قيماً خاطئة إذا مـا إختلفـت أحجـام العينات (بدرجة كبيرة) ، أو كان توزيع الدرجات غير معتدل ، أو كانت المجموعـات غير متجانسة .

وقد استخدم بترينوفيتش وهارديـك (Petrinovch & Hardyck , ١٩٦٩) ثلاث مجموعات أحجامها تتراوح بين ١٠ ، ٣٠ مختارة من مجتمع يتـوزع توزيعـاً معتدلاً ، ومتجانسة . ووجد أن مستوى الخطأ فى الدراسة كلها متقارب بـين الطـرق المختلفة ما عدا اختبار (ت) ، ففى حالة اختبار (ت) وجد أن خطأ النـوع الأول = ٠,١٢٨ ، فى حين أنه يساوى ٠,٠٩٨ فى طريقة دنكان . أما طريقتى نيومان كولز وتوكى فقد وجد أن خطأ النوع الأول = ٠,٠٥٤ بينما لم تصل فى طريقة شـفيه إلـى ٠,٠٥ واستنتج بترينوفيتش وهارديك أن حجم العينة لا يؤثر على النتـائج طالمـا أن الإفتراضات الأساسية (الإعتدالية ، والتجانس) متوافرة .

ففى حالة التوزيع المعتدل وتجانس المجموعات الثلاث . كان مسـتوى خطـأ النوع الأول لكل الطرق أقل من ٠,٠٥ ما عدا اختبار (ت) وصل إلى ٠,١١٩ وفى حالة اختلاف تباين المجموعات (عدم التجانس) كانت طريقة شفيه أفضـل الطـرق المستخدمة . وبزيادة عدد المجموعات من ٣ إلى ١٠ وجد أن الإختلاف فى طريقتـى

(ت) ودنكان ، حيث وصل خطأ النوع الأول باستخدام اختبار (ت) إلى ٠,٧٣١ (فى حالة ١٠ مجموعات) كما بلغ ٠,٣٥٣ باستخدام طريقة دنكان ، فى حين أن الطرق الأخرى لم تتعدى المستوى المحدد (٠,٠٥) .

وعند حساب خطأ النوع الثانى (B) ، باستخدام مجموعات أحجامها فى حدود ٣٠ فرداً ، وجد أن الفرق بين الطرق يعتمد على حجم الفرق بين المتوسطات وقد وجد أن طرق (ت) ، ونيومان كولز ، ودنكان تؤدى إلى خطأ أقل من الطرق الأخرى إذا كان الفرق بين المتوسطات كبيراً .

ويوصى بترينوفيتش وهارديك بعدم استخدام طرق المقارنات المتعددة إذا كان حجم المجموعة فى حدود ١٠ أفراد إذا كان الباحث مهتماً بمستوى خطأ النوع الثانى أو قوة الإختبار . كما يقل خطأ النوع الثانى إذا كانت المجموعات غير متساوية فى الحجم ، ولكنه يزداد فى حالة التجانس أو صغر حجم المجموعات ، وكل هذا يؤدى إلى ضعف قوة الإختبار .

وفى حالة عدم التجانس وعدم تساوى المجموعات فقد وجدا زيادة فى خطأ النوع الأول وخطأ النوع الثانى ، وكانت طريقة شفيه هى أفضل الطرق . أما طرق (ت) ، ودنكان ، ونيومان كولز فقط كان الخطأ فيها أعلى مما هو متوقع .

اختيار الطريقة المناسبة من طرق المقارنات المتعددة :

من الملاحظ أن مستخدمى طرق المقارنات المتعددة يقعون فى حيرة كبيرة عند اختيارهم لطريقة دون الأخرى . ولكننا سوف نقدم مقترحات قد تفيد فى هذا الشأن وهى :

١ - تعطى بعض الطرق مستوى عال من النتائج الخاطئة أو مستوى عال من خطأ النوع الأول أكثر من المطلوب مثل طريقتى (ت) ، ودنكان .

كما أن طريقة نيومان كولز تميل للإقتراب من طريقة دنكان . فإذا كان الباحث لا يهتم بمستوى خطأ النوع الأول فيستطيع استخدام أى من هذه الطرق الثلاث ، أو

بمعنى آخر إذا كان الباحث يرغب فى التوصل لأية فروق بين المجموعــات فيمكنــه استخدام أى من هذه الطرق (ولتكن دنكان مثلاً) .

٢ – إذا كان حجم المجموعة أكبر من ١٥ فيمكن الإختيار بين طريقتى توكى وشفيه وذلك لأن مستوى خطأ الثانى فيهما متقارب (Petrinovich & Hardyck , ١٩٦٩) وقد أوصى شفيه (Scheffe , ١٩٥٩) باستخدام طريقة توكى فى حالة عدم وجود فروق دالة من طريقة شفيه . وبصفة عامة فى هذه الحالة يفضل استخدام طريقة توكى لأن طريقة شفيه متحفظة أكثر من اللازم .

٣ – لا تتأثر طريقتى توكى وشفيه كثيراً بالحيد عن الإفتراضــات الأساسـية (الإعتدالية ، والتجانس) أو عدم تساوى المجموعات إلا إذا كانت المجموعات غيــر متساوية وكان تباين المجموعة الصغيرة أكبر من تباين المجموعة الكبيرة ، عندئذ فلا توجد طريقة تصلح للمقارنات المتعددة ، كما أن تحليل التباين لا يمكن استخدامه بسبب عدم التجانس الواضح . ويكون الحل فى هذه الحالة هو تحويل الدرجات أولا باستخدام أحد التحويلات المختلفة قبل إجراء تحليل البيانات .

٤ – إذا كان حجم المجموعة أكبر من ٢٠ وكانــت عــدد المقارنــات بــين المتوسطات أقل من عدد المقارنات الممكنة

$$= \left[\frac{ك\,(ك - ١)}{٢} \right]$$

فيفضل استخدام طريقة بونفرونى ، لأنها أكثر قوة فى هذه الحالة عن طريقتى تــوكى وشفيه .

٥ – إذا كانت المقارنات بين مجموعات تجريبية ومجموعة ضابطة فيفضــل استخدام طريقة ضنت Dunnett لأنها أكثر ملائمة لهذه الحالة .

مثال (٣) :

أجرى باحث دراسة لمقارنة خمس مجموعات من ذوى الإحتياجات الخاصة فى مفهوم الذات وكانت البيانات كما بالجدول (٩ – ٦)

جدول (٩ – ٦)

درجات خمس مجموعات من ذوى الإحتياجات الخاصة فى مفهوم الذات

مجموعة (١)	مجموعة (٢)	مجموعة (٣)	مجموعة (٤)	مجموعة (٥)
٧	٥	٧	٦	٤
٥	٧	٤	٨	٣
٤	٨	٣	٩	٥
٣	٦	٢	٧	٣
٦	٩	٣	٦	٢
٣	٤	٥	٧	٥
٥	٧		٨	٤
٦	٦			

١ – نحسب مجموع درجات المجموعة وهى ٣٩ ، ٥٢ ، ٢٤ ، ٥١ ، ٢٦ حيث المجموع الكلى = ١٩٢ .

٢ – نحسب مجموع مربعات الدرجات مج س^{٢} = ٧^{٢} + ٥^{٢} + ٤^{٢} +.....+ = ١١٥٦

مجموع المربعات الكلى = مج س^{٢} – $\frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}}$

= ١١٥٦ – $\frac{(١٩٢)^{٢}}{٣٦}$ = ١٣٢

٤ - نحسب مجموع مربعات المجموعات =

$$\frac{(٣٩)^٢}{٨} + \frac{(٥٢)^٢}{٨} + \frac{(٢٤)^٢}{٦} + \frac{(٥١)^٢}{٧} + \frac{(٢٦)^٢}{٧} - \frac{(١٩٢)^٢}{٣٦} = ٦٨,٢٧$$

٥ - مجموع مربعات الخطأ = ١٣٢ - ٦٨,٢٧ = ٦٣,٧٣

٦ - نضع البيانات فى جدول تحليل التباين ونحسب متوسط المربعات ، وقيمة ف

جدول (٩ - ٧)

جدول تحليل التباين الأحادى بين مجموعات ذوى الإحتياجات الخاصة فى مفهوم الذات

مصدر التباين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
المجموعات	٦٨,٢٧	٤	١٧,٠٦٨	٨,٣٠	دالة عند
الخطأ	٦٣,٧٣	٣١	٢,٠٥٦		مستوى٠,٠٠١
الكلى	١٣٢	٣٥			

٧ - نوجد قيمة ف الجدولية وهى ف(٤ ، ٣١ ، ٠,٠٠١) = ٤,٧٣ وهى أقل من القيمة المحسوبة فتكون ف (٨,٣٠) دالة عند مستوى ٠,٠٠١ وهى تعنى وجود فروق دالة بين متوسطات المجموعات . وللتأكد من شرط التجانس نحسب

$$\text{نسبة هارتلى} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}} = \frac{٣,٢٠}{١,٢٤} = ٢,٥٨$$

بدرجات حرية (٤ ، ٧) وهى غير دالة (لأن F-max = ٨,٤٤) ومن ثم يتحقق فرض التجانس . والآن نحن بصدد إجراء المقارنات المتعددة بين متوسطات المجموعات وهى : ٤,٨٧٥ ، ٦,٥ ، ٤ ، ٧,٢٨٦ ، ٣,٧١٤

وهنا يمكن استخدام طرق دنكـــان ، أو تـــوكى ، أو شـــفيه ، أو بـــونفرونى . واستخدام طريقة دنكان فى حالة رغبة الباحث فى التوصل إلى أيه فروق أما الطـــرق الثلاث الأخرى فهى مناسبة للمثال المذكور .

وقبل إجراء المقارنات نحسب الخطأ المعيارى = $\sqrt{\dfrac{\text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{ن}}}$

ولأن المجموعات مختلفة فنوجد الوسط التوافقى لأحجام المجموعات وهو

$$\text{ن} = \text{ك} \div \left(\frac{١}{\text{ن}_{١}} + \frac{١}{\text{ن}_{٢}} + \frac{١}{\text{ن}_{٣}} + \frac{١}{\text{ن}_{٤}} + \frac{١}{\text{ن}_{٥}} \right)$$

$$= ٥ \div \left(\frac{١}{٨} + \frac{١}{٨} + \frac{١}{٦} + \frac{١}{٧} + \frac{١}{٧} \right)$$

= ٥ ÷ ٠,٧٠٢ = ٧,١٢

و الخطأ المعيارى = $\sqrt{\dfrac{٢,٠٥٦}{٧,١٢}}$ = ٠,٥٣٧

(لاحظ أن عدد المقارنات الممكنة = $\dfrac{٥ \times ٤}{٢}$ = ١٠ مقارنات)

وإذا استخدمنا طريقة دنكان فإنها تتطلب أربع خطوات

مدى دنكان للخطوة الأولى = D± (٥ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × الخط المعيارى

= ± ٣,٢٠ × ٠,٥٣٧ = ± ١,٧٢

مدى دنكان للخطوة الثانية = D± (٤ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × ٠,٥٣٧

= ± ٣,١٢ × ٠,٥٣٧ = ± ١٦٧٥

مدى دنكان للخطوة الثالثة = D± (٣ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × ٠,٥٣٧

= ± ٣,٠٤ × ٠,٥٣٧ = ± ١,٦٣٢

مدى دنكان للخطوة الرابعة = ±D (٢ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × ٠,٥٣٧

= ± ٢,٨٩ × ٠,٥٣٧ = ± ١,٥٥٢

ثم نقارن هذه القيم مع فروق المتوسطات وسوف نوضح ذلك بعد إجراء طرق المقارنات الأخرى .

وإذا استخدمنا طريقة توكى فإن

مدى توكى = ±q (٥ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × الخطأ المعيارى

= ± ٤,٠٩٤ × ٠,٥٣٧ = ± ٢,١٩٨

وباستخدام طريقة شفيه فإن المدى =

± √ ((ك – ١) × ف الجدولية × (متوسط مربعات الخطأ × ٢) / ن)

= ± √ ((٥ – ١) × ٢,٦٨ × (٢,٠٥٦ × ٢) / ٧,١٢) = ± ٢,٤٨٨

أما طريقة بونفرونى فإن المدى

= ± ت(٥ ، ٣١ ، ٠,٠٥) × √ ((متوسط مربعات الخطأ × ٢) / ن)

= ± ٣,٠٢٣ × √ ((٢,٠٥٦ × ٢) / ٧,١٢) = ± ٣,٠٢٣ × ٠,٥٧٨ = ± ١,٧٤٧

جدول (٩ – ٨) نتائج فروق المتوسطات وطرق المقارنات المتعددة

	المتوسطات					الطريقة			
	م٥	م٣	م١	م٢	م٤	دنكان	توكى	شفيه	بونفرونى
م٥ ٣,٧١٤	–	٠,٢٨٦	١,١٦١	٢,٧٨٦	٣,٥٧٢	١,٧٢٠	٢,١٩٨	٢,٤٨٨	١,٧٤٧
م٣ ٤,٠٠		–	٠,٨٧٥	٢,٥٠	٣,٢٨٦	١,٦٧٥			
م١			–	١,٦٢٥	٢,٤١١	١,٦٣٢			

٤,٨٧٥									
م٢				−	٠,٧٨٦	١,٥٥٢			
٦,٥									
م٤					−				
٧,٢٨٦									

ويتضح من النتائج أن طريقة دنكان أسفرت عن وجود فروق دالة عند مستوى ٠,٠٥ بـين أزواج المتوسـطات التاليـة : (م٥ ، م٢) ، (م٥ ، م٤) ، (م٣ ، م٢) ، (م٣ ، م٤) ، (م١ ، م٤) واتفقت معها طريقة بونفرونى ويرجع السـبب فـى أننـا استخدمنا بونفرونى لجميع المقارنات الممكنة وليس هذا هو المتبع مع طريقة بونفرونى فهى تستخدم فى حالة ما إذا كان عدد المقارنات المطلوبة أقل من المقارنات الممكنة .

وقد توصلت طريقة توكى إلى نفس نتائج دنكان بينما إختلفت عنها طريقة شفيه فى مقارنة واحدة غير دالة وهى (م١ ، م٤)

وبالطبع من المفضل فى هذا المثال استخدام توكى أو شفيه

أما حجم التأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع فيمكن حسـابه باسـتخدام مربع إيتا أو مربع أوميجا (السابق ذكرهما) .

مربع إيتا = (مجموع مربعات المجموعات – (ك – ١) متوسط مربعات الخطأ) / (مجموع المربعات الكلى)

= (٦٨,٢٧ – (٥ – ١) (٢,٠٥٦)) / (١٣٢) = ٠,٤٥٥

وهى تعنى أن ٤٥,٥% من تباين المتغير التابع (مفهوم الذات) يرجـع إلـى المتغير المستقل (الإنتماء للمجموعات) ، وهى تدل على حجم تأثير مرتفع .

أما مربع أوميجا = ((ك – ١) (ف – ١)) / (ن + (ك – ١) (ف – ١))

= ((٥ – ١) (٨,٣٠ – ١)) / (٣٦ + (٥ – ١) (٨,٣٠ – ١)) = ٠,٤٤٨

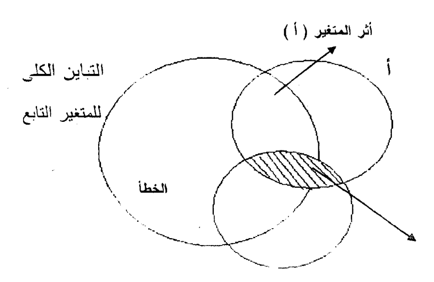
وتعنى أن ٤٤,٨% من تباين المتغير التابع يرجع إلى المتغير المستقل ، وتــدل على حجم تأثير مرتفع .

تحليل التباين الثنائى

والثلاثى والعاملى

يستخدم تحليل التباين الأحادى فى تحليل بيانات متغير مستقل واحد ومتغير تابع . ويكون المتغير المستقل متغيراً تصنيفياً يتضمن مستويين (مجموعتين) أو أكثــر ، ويتم إجراء التحليل لبحث الفروق بين متوسطات درجات المجموعــات فــى المتغيــر التابع . وبمعنى آخر يكون الإهتمام بدراسة العلاقة بين المتغيــر المســتقل والمتغيــر التابع.

أما تحليل التباين الثنائى Two- Way Anova فيستخدم فــى تحليــل بيانــات متغيرين مستقلين (أ ، ب مثلاً) بكل منهما مستويين (أو مجموعتين) على الأقــل ، ومتغير تابع . ويكون الإهتمام ببحث الفروق بين متوسطات درجات مجموعات كــل متغير مستقل والذى يطلق عليه اسم الأثر الأساسى Main effect على المتغير التابع ، بالإضافة إلى بحث أثر التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ ب) على المتغير التابع . وهنا ينقسم تباين المتغير التابع إلى أربعة أقسام : وتباين يرجع للمتغير المســتقل أ ، وتباين يرجع للمتغير المستقل ب ، وتباين يرجع للتفاعل بــين المتغيــرين المســتقلين (أ ب) ، وأخيراً تباين الخطأ (شكل ١٠ – ١) .



شكل (١٠ - ١) يوضح مكونات التباين الكلى للمتغير التابع

أثر التفاعل (أ ب)

ب

أثر المتغير (ب)

وافتراضات تحليل التباين الثنائى هى نفس افتراضات تحليل التبـاين الأحـادى وهى : العشوائية ، والإستقلالية فى اختيار المجموعات ، والتوزيع الإعتدالى لدرجات المتغير التابع ، وتجانس المجموعات .

ويوجد فى تحليل التباين الأحادى فرض صفرى واحد عن تساوى متوسـطات المجموعات ، أما فى تحليل التباين الثنائى فتوجد ثلاثة فـروض صـفرية : فـرض صفرى للمتغير المستقل (أ) ، وآخر للمتغير المستقل (ب) ، وثالث للتفاعـل بـين المتغيرين المستقلين .

والمفهوم الجديد فى تحليل التباين الثنائى (والثلاثى أيضاً) هو مفهوم التفاعـل بين المتغيرين المستقلين وهو تفاعل ثنائى .

التفـــــاعل : Interaction

يحدث التفاعل بين متغيرين مستقلين عندما يكون أثر مستويات المتغير المستقل (أ) غير متسق مع مستويات المتغير المستقل (ب) . بمعنى أنــه إذا كــان لــدينا برنامجين للعلاج النفسى ، وكان أحدهما فعالاً مع الذكور والثانى فعالاً مع الإنــاث ، فهنا يوجد تفاعل بين البرامج وجنس المريض .

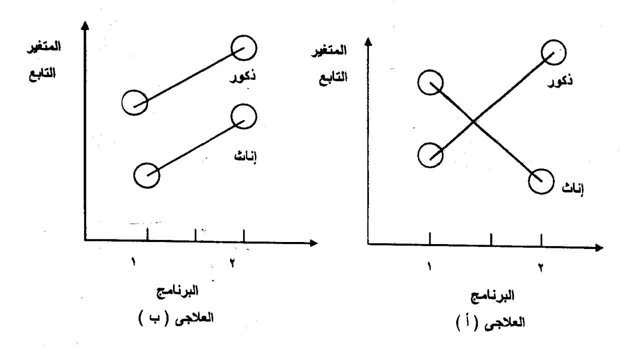
أى أن التفاعل يحدث عندما يكون تأثير أحد المتغيرين المستقلين معتمداً علــى مستويات المتغير المستقل الثانى .

ويدل التفاعل على الأثر المشترك للمتغيرين المستقلين على المتغير التابع والذى لا يمكن معرفته من الأثر الأساسى لكل متغير مستقل بمفرده . ويتطلب تحليل التفاعل مقارنة الفروق بيم متوسطات الخلايا وايس الأثر الأساسى (Kiess, ١٩٨٩ : ٣٥٨)

وعند وجود تفاعل ثنائى دال فإن هذا يعنى أن أثر كل متغير مستقل تختلف باختلاف مستويات المتغير المستقل الثانى ، وبالتالى يصعب تفسير الأثر الأساسى للمتغير المستقل بمعزل عن تفسير التفاعل .

ويستلزم التفسير هنا رسم بيانى أو توضيحى لمتوسطات الخلايا المرتبطة بمستويات كل متغير مستقل . أما إذا كان التفاعل غير دال فيكون الأمر سهلاً ويتم تفسير أثر كل متغير مستقل على وحده (Kiess, ١٩٨٩ : ٣٧٤) .

ويوضح التفاعل المدى الذى يعتمد فيه أثر متغير مستقل على مستويات المتغير المستقل الثانى . وإذا مثلنا التفاعل بيانياً باستخدام متوسطات الخلايا للمثال المذكور عن البرامج العلاجية للمرضى (شكل ١٠ – ٢) فقد يكون هناك تفاعلا بين المتغيرين المستقلين إذا تقاطع خطى مستويى متغير الجنس للبرنامجين .



شكل (١٠ – ٢) التفاعل بين البرامج العلاجية والجنس

ويوضح الشكل (١٠ – ٢ أ) إختلاف نتيجة برنامجى العلاج بإختلاف جنس المرضى ، ويدل ذلك على وجود تفاعل بين البرامج والجنس .

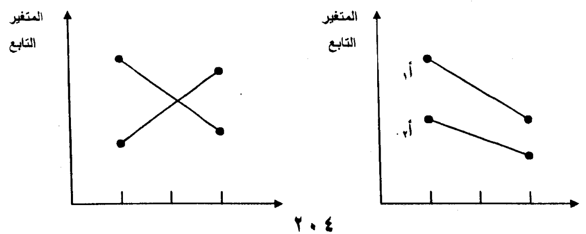
أما الشكل (١٠ – ٢ ب) فيتضح أن نتيجة البرنامجين متشابهة للجنسين حيث يبدو أن البرنامج الثانى أفضل من الأول للذكور والإناث ، ولذلك نجد أن مستوى

الجنس (ذكور ، إناث) متوازيان . وعليه فإن توازى الخطوط يدل على عدم وجود تفاعل (Ferguson & Takane , ١٩٨٩ : ٢٧٨)

وقد لا يكون التوازى صحيحاً فى الواقع ، فقد يبتعد الخطين قليلاً عن التوازى ، وهذا الحيد عن التوازى يقدر جزئياً بنسبة من أخطاء المعاينة . ودرجة الحيد عن التوازى تقاس من مجموع مربعات التفاعل ، ويكون مجموع هذه المربعات مساوياً للصفر فى حالة التوازى التام ، وأكبر من الصفر فى حالة عدم التوازى . فإذا قسمنا مجموع مربعات التفاعل على درجات الحرية ينتج متوسط مربعات التفاعل . ويقل هذا المتوسط بالنسبة إلى خطأ المعاينة (متوسط مربعات الخطأ) فى حالة غياب التفاعل . أما إذا كان مرتفعاً عن خطأ المعاينة فيدل على وجود تفاعل .

كما أن مجموع مربعات التفاعل هو مجموع مربعات انحرافات متوسطات الخلايا عن المتوسط العام مقارنة مع مجموع مربعات كل متغير من المتغيرين المستقلين . فإذا تساوى مجموع مربعات الخلايا مع مجموع مربعات المتغيرين المستقلين فلا يوجد تفاعل ، أما إذا كان أكبر منهما فيوجد تفاعل (Ferguson & Takane, ١٩٨٩ : ١٧٩)

وهناك نوعان من التفاعل ترتيبى Ordinal وغير ترتيبى Disordinal (GLASS & STANLEY , ١٩٧٠ : ٤١٠ – ٤١١) والتفاعل الترتيبى هو التفاعل الذى يظل فيه ترتيب متوسط درجات مستويات أحد المتغيرين المستقلين كما هو لكل فئة من فئات المتغير الثانى ، فإذا كان لدينا متغيرين مستقلين أ ، ب ولكل منهما مستويين ، فإن وضع أ١ ، أ٢ فى حالة ب١ يظل كما هو فى حالة ب٢ ، ونفس الشئ وضع ب١ ، ب٢ يظل كما هو فى حالة أ١ أو أ٢ . فإذا كانت أ١ أكبر من أ٢ عند المستوى ب١ فإن أ١ تكون أكبر من أ٢ عند المستوى ب٢ أيضاً (شكل ١٠ – ٣ أ) .



ب٢ ب١ ب٢ ب١

شكل (١٠ – ٣ أ) تفاعل ترتيبى شكل (١٠ – ٣ ب) تفاعل غير ترتيبى

أما التفاعل غير الترتيبى فهو الذى يتغير فيه ترتيب متوسط درجات مستويات أحد المتغيرين المستقلين لكل فئة من فئات المتغير المستقل الثانى . ويتضح من الشكل (١٠ – ٣ ب) أن متوسط درجات أ١ عند المستوى ب١ يختلف عنه عند ب٢ ، وكذلك متوسط درجات أ٢ عند ب١ ، ب٢ ، مما يؤدى إلى تقاطع خطى المتوسطين .

ومعنى هذا أنه فى التفاعل غير الترتيبى تتقاطع الخطوط البيانية للمتوسطات أما فى التفاعل الترتيبى فلا يحدث تقاطع . وبالطبع فى حالة عدم وجود تفاعل يكون الخطان متوازيين كما ذكرنا سابقاً (Glass & Stanley , ١٩٧٠ : ٤٠٨)

خطوات تحليل التباين الثنائى :

يتم إجراء تحليل التباين الثنائى باتباع خطوات مشابهة لتلك المستخدمة فى تحليل التباين الأحادى باستثناء الخطوات المتعلقة بحساب التفاعل الثنائى . فإذا كان لدينا متغيرين مستقلين (أ ، ب) ومتغير تابع فإننا نتبع الخطوات التالية لتحليل التباين الثنائى :

١ – إيجاد مجموع درجات مجموعات المتغير المستقل الأول

٢ – حساب مجموع درجات المتغير المستقل الثانى

٣ – حساب مجموع درجات كل خلية ، والمجموع الكلى (مج س) .

٤ – حساب مجموع مربعات الدرجات (مج س^2)

٥ – استخدام ناتج الخطوتين ٣ ، ٤ فى حساب مجموع المربعات الكلى

$$= \text{مج س}^2 - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

٦ – حساب مجموع مربعات مجموعات المتغير المستقل الأول

٧ – حساب مجموع مربعات مجموعات المتغير المستقل الثانى

٨ - حساب مجموع مربعات الخلايا (المتغيــر المســتقل الأول × المتغيــر المستقل الثانى)

٩ - نوجد مجموع مربعات التفاعل = مجموع مربعات الخلايــا - مجمــوع مربعات مجموعات المتغير المستقل الأول - مجموع مربعات مجموعــات المتغيــر المستقل الثانى

١٠ - نوجد مجموع مربعات الخطأ = مجموع مربعــات الكلــى - مجمــوع مربعات الخلايا

١١ - نكون جدول تحليل التباين ونحسب متوسط مربعات التباين

١٢ - نحسب النسبة الفائية للمتغيرين المستقلين والتفاعــل بقســمة متوســط مربعات كل منها على متوسط مربعات الخطأ

١٣ - نقارن النسب الفائية المحسوبة بما يقابلها من جدول توزيع ف بدرجات الحرية المناسبة ومستوى الدلالة المطلوب . وإذا وجدت فروق دالة لأحــد المتغيــرين المستقلين أو كليهما نجرى المقارنات المتعددة بين المتوسطات

مثال (١) : أجرى باحث دراسة لتوعية أربع مجموعات من العاملين والطلبة عن الحقوق السياسية للمرأة ويوضح الجدول التالى بيانات الدراسة

جدول (١٠ - ١)

النوع	مج١ (معلمون)		مج٢ (موظفون)		مج٣ (عمال)		مج٤ (طلبة)	
ذكور	٩	١٤	١٥	٩	١٢	١٠	١٥	١٦
	١٢	٧	١٠	١٢	١٣	١٤	١٤	١٥
	٨	٦	١٤	٨	١٥		١٧	

إناث	٨	١٤	١٢	٧	١٢،	٨	١٨	١٦
	٧	١٠	١١	١٥	٩	٧	١٥	١٤
	١٢	٩	٩	٩	١٠		١٣	

ويتضح من البيانات وجود متغيرين مستقلين هما : النوع (الجنس) ، والمجموعة ، ولإجراء التحليل نقوم بحساب مجموع الدرجات والمربعات المذكورة فى الخطوات الأربع الأولى ونضعها فى جدول (١٠ – ٢) التالى

جدول (١٠ – ٢)

المجموعة / النوع		مج ١	مج ٢	مج ٣	مج ٤	المجموع الكلى
ذكور	ن	٦	٦	٥	٥	٢٢
	مج س	٥٦	٦٨	٦٤	٧٧	٢٦٥
إناث	ن	٦	٦	٥	٥	٢٢
	مج س	٦٠	٦٣	٤٦	٧٦	٢٤٥
المجموع الكلى	ن	١٢	١٢	١٠	١٠	٤٤
	مج س	١١٦	١٣١	١١٠	١٥٣	٥١٠
	مج $س^{٢}$	١٢٠٤	١٥١١	١٢٧٢	٢٣٦١	٦٣٤٨

ولإختبار فرض تجانس الجنسين فإن :

$$ف = \frac{١٠,١٤}{٩,٨٥} = ١,٠٣$$ وهى غير دالة

أما تجانس المجموعات فإن :

$$ف = \frac{\text{أكبر تباين}}{} = \frac{٠٧,٥٤}{} = ٢,٢٨$$ بدرجات حرية (٤ ، ١٢)

ين ٢,٢٣

حيث ف Max = ٤,٧٩

ومن ثم يتحقق فرض التجانس للمجموعات

٥ - مجموع المربعات الكلى = $\text{مج س}^2 - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$

$= ٦٣٤٨ - \frac{(٥١٠)^2}{٤٤}$

$= ٤٣٦,٦٤$

بدرجات حرية = ن - ١ = ٤٤ - ١ = ٤٣

٦ - مجموع مربعات النوع = $\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$

حيث (ن_1 ، مج س_1) للذكور ، (ن_2 ، مج س_2) للإناث بينما (ن ، مج س) ى للمجموع الكلى .

مجموع مربعات النوع = $\frac{(٢٦٥)^2}{٢٢} + \frac{(٢٤٥)^2}{٢٢} - \frac{(٥١٠)^2}{٤٤}$

= ٣١٩٢,٠٤٥ + ٢٧٢٨,٤٠٩ - ٥٩١١,٣٦٤

= ٩,٠٩ بدرجة حرية = ٢ - ١ = ١

٧ - مجموع مربعات المجموعات = $\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2}$

$+ \frac{(\text{مج س}_3)^2}{\text{ن}_3} + \frac{(\text{مج س}_4)^2}{\text{ن}_4} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$

(لاحظ أن ن١ ، ن٢ ، ن٣ ، ن٤ هى أحجام المجموعات الأربع ، بينما مج س١ ، مج س٢ ، مج س٣ ، مج س٤ هى مجموع درجات المجموعات)

$$\text{مجموع مربعات المجموعات} = \frac{(١١٦)^٢}{١٢} + \frac{(١٣١)^٢}{١٢} + \frac{(١١٠)^٢}{١٠} + \frac{(١٥٣)^٢}{١٠} - \frac{(٥١٠)^٢}{٤٤}$$

= ١١٢١,٣٣ + ١٤٣٠,٠٨ + ١٢١٠ + ٢٣٤٠,٩ − ٥٩١١,٣٦

= ١٩٠,٩٥ بدرجات حرية = ٤ − ١ = ٣

$$٨ - \text{مجموع مربعات الخلايا} = \frac{(\text{مج س}_١)^٢}{ن_١} + \frac{(\text{مج س}_٢)^٢}{ن_٢} + \dots\dots + \frac{(\text{مج س}_٨)^٢}{ن_٨} - \frac{(\text{مج س})^٢}{ن}$$

لاحظ أن ن١ ، ن٢ ، .... ، ن٨ هى أعداد الأفراد فى كل خليـــة كمـــا أن مج س١ ، مج س٢ ، .... ، مج س٨ هى مجموع درجات الأفراد فى كل خلية

$$\text{مجموع مربعات الخلايا} = \frac{(٥٦)^٢}{٦} + \frac{(٦٨)^٢}{٦} + \frac{(٦٤)^٢}{٥} + \frac{(٧٧)^٢}{٥} + \frac{(٦٠)^٢}{٦} + \frac{(٦٣)^٢}{٦} + \frac{(٤٦)^٢}{٥} + \frac{(٧٦)^٢}{٥} - \frac{(٥١٠)^٢}{٤٤}$$

= ٥٢٢,٦٧ + ٧٧٠,٦٧ + ٨١٩,٢ + ١١٨٥,٨ + ٦٠٠ + ٦٦١,٥ + ٤٢٣,٢ + ١١٥٥,٢ − ٥٩١١,٣٦

= ٦١٣٨,٢٤ – ٥٩١١,٣٦ = ٢٢٦,٨٨ بدرجات حرية = ٨ – ١ = ٧

٩ – مجموع مربعات التفاعل = مجموع مربعات الخلايا – مجموع مربعات النوع – مجموع مربعات المجموعات

= ٢٢٦,٨٨ – ٩,٠٩٠ – ١٩٠,٩٥

= ٢٦,٨٤

بدرجات حرية = د ح للنوع × د ح للمجموعات = ١ × ٣ = ٣

١٠ – مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى – مجموع مربعات الخلايا

= ٤٣٦,٦٤ – ٢٢٦,٨٨

= ٢٠٩,٧٦

بدرجات حرية = د ح الكلية – د ح الخلايا = ٤٣ – ٧ = ٣٦

١١ – نضع مجموع المربعات لكل مصدر فى جدول تحليل التباين الثنائى ثم نحسب متوسط مربعات النوع والمجموعات والتفاعل .

١٢ – نحسب قيمة ف لكل من النوع والمجموعات والتفاعل بينهما بقسمة متوسط مربعات كل منها على متوسط مربعات الخطأ ، فتكون قيم ف هى ١,٥٦ ، ١٠,٩٢ ، ١,٥٤ على الترتيب .

جدول (١٠ – ٣)

تحليل التباين الثنائى (النوع × المجموعات) فى درجات الإتجاه نحو الحقوق السياسية للمرأة .

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
النوع	٩,٠٩	١	٩,٠٩	١,٥٦	غير دال
المجموعات	١٩٠,٩٥	٢	٦٣,٦٥	١٠,٩٢	دال عند ٠,٠٠١
التفاعل النوع × المجموعات	٢٦,٨٤	٣	٨,٩٥	١,٥٤	غير دال

الخطأ	٢٠٩,٧٦	٣٦	٥,٨٣		
الكلى	٤٣٦,٦٤	٤٣			

١٣ - نقارن قيم ف المحسوبة بالقيم الجدولية ، حيث قيم ف الجدولية هى : للنوع ف(١ ، ٣٦ ، ٠,٠٥) = ٤,١٣ وهى أكبر من القيمة المحسوبة (١,٥٦) و للمجموعات ف(٣ ، ٣٦ ، ٠,٠٥) = ٢,٨٨ وهى أقل من القيمة المحسوبة (١٠,٥٢) . وعليه فإننا نستخرج ف الجدولية عند مستوى ٠,٠١ وهى :

ف(٣ ، ٣٦ ، ٠,٠١) = ٤,٤٠ وهى أقل من القيمة المحسوبة أيضاً

فإذا توافرت جداول ف عند مستوى دلالة ٠,٠٠١ فإننا نستخرج قيمة

ف(٣ ، ٣٦ ، ٠,٠٠١) = وهى تساوى ٠٦,٧٨ وبالطبع من النادر توافر جداول ف عند مستوى ٠,٠٠١

أما قيمة ف الجدولية للتفاعل فإننا نكتفى بقيمة ف(٣ ، ٣٦ ، ٠,٠١) = لأنها أكبر من ف المحسوبة للتفاعل .

ونستنتج من جدول (١٠ – ٣) عدم وجود فرق دال بين الجنسين . وجود فروق دالة بين المجموعات عند مستوى ٠,٠٠١ ، وعدم وجود تفاعل دال ، وهذا يسهل عملية التفسير . أما فى حالة وجود تفاعل دال فإننا نبحث عن متوسطات الخلايا ومتوسطات كل مجموعة من المجموعات ولكل من الجنسين حتى يمكن تفسير التفاعل ويتطلب هذا أيضاً رسم شكل بيانى لمتوسطات الخلايا .

ولكن فى هذا المثال فلا يوجد تفاعل دال فيكون أمامنا فقط تفسير الفروق الموجودة بين مجموعات المتغير المستقل الثانى (المجموعات) حيث لا يوجد فرق دال بين الجنسين .

ولبحث الفروق بين المجموعات نجرى اختبار للمقارنات المتعددة بين متوسطات [illegible] باستخدام إحدى طرق المقارنات المتعددة ولتكن طريقة شيفيه

$$\text{مدى شفيه} = \sqrt{\frac{(\text{ك} - ١) \times \text{ف} \times \text{متوسط مربعات الخطأ} \times ٢}{\text{ن}}}$$

$$= \sqrt{\frac{(٤ - ١) \times ٢,٨٨ \times ٥,٨٣ \times ٢}{١٠,٩١}}$$

حيث ١٠,٩١ هى الوسط التوافقى لأحجام المجموعات (١٢ ، ١٢ ، ١٠ ، ١٠)

$$\text{مدى شفيه} = \sqrt{٩,٢٣٤} = ٣,٠٤$$

ثم نكون جدول الفروق بين متوسطات المجموعات الأربع ونقارنها بمدى شفيه

جدول (١٠ - ٤)

الفروق بين المتوسطات ومدى شفيه

المتوسط	م١	م٢	م٣	م٤	مدى شفيه
م١ (٩,٦٧)	-	١,٢٥	١,٣٣	٥,٦٣	٣,٠٤
م٢ (١٠,٩٢)		-	٠,٠٨	٤,٣٨	
م٣ (١١)			-	٤,٣٠	
م٤ (١٥,٣)				-	

ويتضح من جدول فروق المتوسطات ومقارنتها بمدى شفيه أنه : توجد فـروق دالة عند مستوى ٠,٠٥ بين متوسط المجموعة الرابعة وبـين كـل مـن متوسـطات المجموعات الأولى والثانية والثالثة . أى أن البرنامج أكثر فاعلية مع مجموعة الطلبـة عن مجموعات المعلمين والموظفين والعمال بمستوى دلالة ٠,٠٥ وحجم التأثير (تأثير المجموعات على التوعية بالحقوق السياسية للمرأة) هو :

$$\text{مربع إيتا} = \frac{\text{مجموع مربعات المجموعات} - (\text{ك} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

$$= \frac{\text{١٩٠,٩٥ - (٤ - ١) × ٥,٨٣}}{\text{٤٣٦,٦٤}} = \frac{\text{١٧٣,٤٦}}{\text{٤٣٦,٦٤}} = \text{٠,٣٩٧}$$

وتعنى أن ٣٩,٧% من التباين فى المتغير التابع يرجع إلى المتغير المستقل (المجموعات) وهى تدل على حجم تأثير مرتفع

وكذلك مربع أوميجا للمجموعات =

$$\frac{(\text{ك}_{٢} - ١)(\text{ف}_{٢} - ١)}{\text{ن} + (\text{ك}_{٢} - ١)(\text{ف}_{٢} - ١) + (\text{ك}_{١} - ١)(\text{ف}_{١} - ١) + (\text{ك}_{١} - ١)(\text{ك}_{٢} - ١)(\text{ف}_{١٢} - ١)}$$

حيث $\text{ك}_{١}$ عدد مجموعات المتغير المستقل الأول ، $\text{ف}_{١}$ قيمة المقابلة له

$\text{ك}_{٢}$ عدد مجموعات المتغير المستقل الثانى ، $\text{ف}_{٢}$ قيمة المقابلة له .

$\text{ف}_{١٢}$ هى قيمة ف للتفاعل .

أو مربع أوميجا للمجموعات =

$$\frac{\text{مجموع مربعات المجموعات} - (\text{ك}_{٢} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

$$= \frac{\text{١٩٠,٩٥ - (٤ - ١) ٥,٨٣}}{\text{٤٣٦,٦٤ + ٥,٨٣}} = \frac{\text{١٧٣,٤٦}}{\text{٤٤٢,٤٧}} = \text{٠,٣٩٢}$$

وتعنى أن ٣٩,٢ من تباين المتغير التابع (الإتجاه نحو الحقوق السياسية للمرأة) يرجع إلى المجموعات . وهى تدل على حجم تأثير مرتفع .

ويمكن حساب حجم التأثير لمتغير النوع وللتفاعل أيضاً إلا أن عدم دلالة أى منهما تحول دون حساب حجم التأثير لهما .

مثال (٢) :

أجرى باحث دراسة عن الفروق بين المستويات الإقتصادية فى التوافق الأسرى للمتزوجين ذوى التعليم العالى والثانوى .

جدول (١٠ – ٥)

درجات التوافق الأسرى حسب نوع التعليم والمستوى الإقتصادى

م . الإقتصادى / التعليم	مرتفع	متوسط	منخفض
تعليم عالى	١٣ ١٠ ١٠ ١١ ٨ ٩ ١٢	١٤ ١٠ ١١ ١٣ ١٠	٥ ٨ ٧ ٩ ٨ ٧
تعليم ثانوى	١٢ ٨ ١٥ ١٠ ١٢ ١٠ ٩ ١٤	١٢ ٧ ٨ ٨ ٩ ٨	١٠ ٦ ٨ ٧ ٧

ولتحليل البيانات نقوم بإجراء التجميع الأولى للدرجات فى كل خلية ولمجموعات المستوى الإقتصادى ، ونوع التعليم ، وكذلك المجموع الكلى للدرجات (مج س) ومجموع المربعات (مج $س^{٢}$) ونضعهم فى جدول (١٠ – ٦) .

جدول (١٠ – ٦)

التعليم	المستوى	مرتفع	متوسط	منخفض	المجموع الكلى
تعليم عالى	ن مج س	٧ ٧٣	٥ ٥٨	٦ ٤٤	١٨ ١٧٥
تعليم ثانوى	ن مج س	٨ ٩٠	٦ ٥٢	٥ ٣٨	١٩ ١٨٠
المجموع الكلى	ن مج س	١٥ ١٦٣	١١ ١١٠	١١ ٨٢	٣٧ ٣٥٥

٣٦١٥	٦٣٠	١١٥٢	١٨٣٣	مج $س^٢$	

ولإختبار فرض تجانس مجموعتى التعليم فإن :

$$ف = \frac{٦,٢٦}{٥,٦٢} = ١,١١$$

أما تجانس مجموعات المستوى الإقتصادى فإن :

$$ف = \frac{٥,٢٠}{١,٨٧} = ٢,٧٨$$

بدرجات حرية (٣ ، ١٥)

ف – Max = ٣,٥٤

وبالتالى يتحقق فرض تجانس مجموعات المستوى الإقتصادى . ولحساب مجموع المربعات الكلى وأقسامه المختلفة نكمل خطوات تحليل التباين الثنائى

٥ – مجموع المربعات الكلى = مج $س^٢$ – $\frac{(مج\ س)^٢}{ن}$

$$= ٣٦١٥ - \frac{(٣٥٥)^٢}{٣٧}$$

$$= ٢٠٨,٩٢$$

٦ – مجموع مربعات نوع التعليم = $\frac{(مج\ س_١)^٢}{ن_١} + \frac{(مج\ س_٢)^٢}{ن_٢} - \frac{(مج\ س)^٢}{ن}$

$$= \frac{(١٧٥)^٢}{١٨} + \frac{(١٨٠)^٢}{١٩} - \frac{(٣٥٥)^٢}{٣٧}$$

= ١٧٠١,٣٩ + ١٧٠٥,٢٦ − ٣٤٠٦,٠٨

= ٠,٥٧

٧ - **مجموع مربعات** مجموعات المستوى الإقتصادى =

$$\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \frac{(\text{مج س}_3)^2}{\text{ن}_3} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

حيث (ن_1 ، ن_2 ، ن_3) هى أحجام مجموعات المستوى الإقتصادى ، (مج س_1 ، مج س_2 ، مج س_3) **مجموع** درجات كل مستوى من المستويات الإقتصادية الثلاثة.

مجموع مربعات **مجموعات** المستوى الإقتصادى =

$$\frac{(١٦٣)^2}{١٥} + \frac{(١١٠)^2}{١١} + \frac{(٨٢)^2}{١١} - \frac{(٣٥٥)^2}{٣٧}$$

= ١٧٧١,٢٧ + ١١٠٠ + ٦١١,٢٧ − ٣٤٠٦,٠٨

= ٧٦,٤٦

٨ - مجموع **مربعات** الخلايا = $\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \frac{(\text{مج س}_3)^2}{\text{ن}_3}$

$$+ \frac{(\text{مج س}_4)^2}{\text{ن}_4} + \frac{(\text{مج س}_5)^2}{\text{ن}_5} + \frac{(\text{مج س}_6)^2}{\text{ن}_6} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

حيث ($ن_1$ ، $ن_2$ ، .... ، $ن_6$) هى أعداد درجات كل خلية ، (مج $س_1$ ، مج $س_2$ ، .... ، مج $س_6$) هى مجموع درجات الخلايا الست

$$\text{مجموع مربعات الخلايا} = \frac{(٧٣)^2}{٦} + \frac{(٥٨)^2}{٦} + \frac{(٤٤)^2}{٥} + \frac{(٩٠)^2}{٨} + \frac{(٥٢)^2}{٦} + \frac{(٣٨)^2}{٥} - \frac{(٣٥٥)^2}{٣٧}$$

= ٧٦١,٢٩ + ٦٧٢,٨ + ٣٢٢,٦٧ + ١٠١٢,٥

+ ٤٥٠,٦٧ + ٢٨٨,٨ – ٣٤٠٦,٠٨

= ٣٥٠٨,٧٣ – ٣٤٠٦,٠٨ = ١٠٢,٦٥

٩ – مجموع مربعات التفاعل = مجموع مربعات الخلايا – مجموع مربعات التعليم – مجموع مربعات المستوى الإقتصادى

= ١٠٢,٦٥ – ٠,٥٧ – ٧٦,٤٦

= ٢٥,٦٢

١٠ – مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى – مجموع مربعات الخلايا

= ٢٠٨,٩٢ – ١٠٢,٦٥

= ١٠٦,٢٧

ثم نضع مجموع المربعات وأقسامه المختلفة فى جدول تحليل التباين (١٠ – ٧) ونكمل الجدول بوضع درجات الحرية لكل قسم من أقسام مجموع المربعات ، ونحسب متوسط المربعات وقيم ف لكل مصدر من مصادر التباين .

جدول (١٠ – ٧)

تحليل التباين الثنائى (نوع التعليم × المستوى الإقتصادى)

فى درجات التوافق الأسرى

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
نوع التعليم	٠,٥٧	١	٠,٥٧	٠,١٧	غير دال
المستوى الإقتصادى	٧٦,٤٦	٢	٣٨,٢٣	١١,١٥	دال عند ٠,٠٠١
التفاعل	٢٥,٦٢	٢	١٢,٨١	٣,٧٣	دال عند ٠,٠٥
الخطأ	١٠٦,٢٧	٣١	٣,٤٣		
الكلى	٢٠٨,٩٢	٣٦			

ثم نقارن قيم ف المحسوبة مع قيم ف الجدولية حيث نجد أن قيمة ف لنوع التعليم غير دالة (حيث لا توجد ف أقل من الواحد فى الجدول) . أما قيمة ف للمستوى الإقتصادى (١١,١٥) فهى دالة عند مستوى ٠,٠٠١ لأن ف (٢ ، ٣١ ، ٠,٠٠١) = ٥,٣٧

بينما قيمة ف للتفاعل دالة عند مستوى ٠,٠٥ لأن ف (٢ ، ٣١ ، ٠,٠٥) =٣,٣١

ونستنتج من جدول (١٠ – ٧) عدم وجود فرق دال بين نوعى التعلـيم فـى التوافق الأسرى ، بينما توجد فروق دالة بين المسـتويات الاقتصـادية فـى التوافـق الأسرى عند مستوى دلالة ٠,٠٠١ . ويتطلب هذا إجراء المقارنـات المتعـددة بـين المتوسطات . أما التفاعل فيتطلب حساب متوسطات الخلايا والمجموعات ورسم شكل بيانى قبل تفسير النتائج . ولا نستطيع تفسير الفروق بين المستويات الإقتصادية بـدون التفاعل . وسوف نجرى المقارنات المتعددة فى هذا المثال باستخدام طريقة توكى

حيث مدى توكى = $q_{(٣ ، ٣١ ، ٠,٠٥)}$ × الخطأ المعيارى

$$= ٣,٤٨٥ \times \sqrt{\frac{٣,٤٣}{ن}}$$

حيث ن¯ هى الوسط التوافقى لأحجام المجموعات =

$$\left(\frac{١}{١١} + \frac{١}{١١} + \frac{١}{١٥}\right) \div ٣$$

= ٣ ÷ ٠,٢٤٨٥ = ١٢,٠٧

$$\text{ويكون مدى توكى} = ٣,٤٨٥ \times \sqrt{\frac{٣,٤٣}{١٢,٠٧}}$$

= ٣,٤٨٥ × ٠,٥٣٣ = ١,٨٦

ثم نقارن هذا المدى (١,٨٦) مـع الفـروق بـين متوسـطات المسـتويات الإقتصادية المرتبة تصاعدياً كما بالجدول .

جدول (١٠ – ٨) فروق المتوسطات ومدى توكى

متوسط المستوى	المنخفض	المرتفع	المتوسط	مدى توكى

المنخفض (٧,٤٥)	-	٣,٤٢	٣,٥٥	١,٨٦
المرتفع (١٠,٨٧)		-	٠,١٣	
المتوسط (١١)			-	

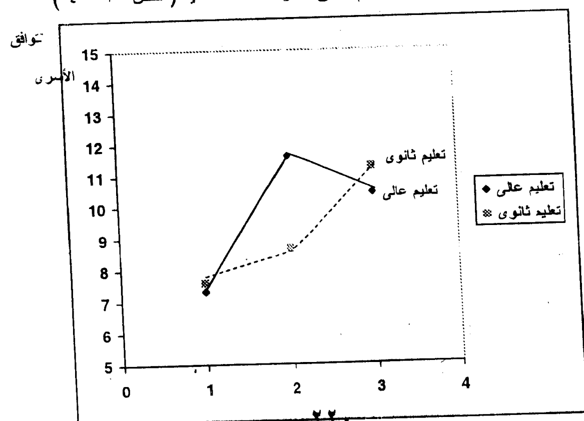
ويتضح من الجدول (١٠ – ٨) وجود فروق دالة بين المستوى الإقتصادى المنخفض وكلا من المستويين المتوسط والمرتفع فى التوافق الأسرى عند مستوى ٠,٠٥ بينما لا يوجد فرق دال بين المستويين المتوسط والمرتفع .

ثم نحسب متوسطات الخلايا وهى :

جدول (١٠ – ٩) متوسطات الخلايا

المستوى / التعليم	مرتفع	متوسط	منخفض
عالى	١٠,٤٣	[illegible]	٧,٣٣
ثانوى	١١,٢٥	٨,٦٧	٧,٦

وتوصيح التفاعل يتطلب رسم بيانى لمتوسطات الخلايا (شكل ١٠ – ٤)



المستوى الإقتصادى مرتفع متوسط منخفض

شكل (١٠ – ٤) تفاعل نوع التعليم مع المستوى الإقتصادى

ويتضح من الشكل (١٠ – ٤) أن التفاعل نتج من زيادة متوسط مجموعة المستوى الإقتصادى المتوسط من ذوى التعليم العالى عن ذوى التعليم المتوسط .

بينما لا توجد فروق دالة بين نوعى التعليم فى حالة المستوى الإقتصادى المرتفع أو المنخفض .

ولوضع الفروق الناتجة عن المقارنات المتعددة للمتوسطات مع التفاعل الموضح بالشكل (١٠ – ٤) فإننا نستنتج أن :

ذوى المستوى الإقتصادى المرتفع والمتوسط أعلى من ذوى المستوى المنخفض فى التوافق الأسرى كما أن ذوى التعليم العالى والمستوى الإقتصادى المتوسط أفضل من ذوى التعليم الثانوى والمستوى الإقتصادى المتوسط . كما نستطيع استنتاج أن : مجموعتى المستوى الإقتصادى المرتفع (ذوى التعليم العالى والثانوى) ومجموعة المستوى الإقتصادى المتوسط والتعليم العالى أعلى من مجموعتى المستوى الإقتصادى المنخفض (تعليم عالى وثانوى) والمستوى الإقتصادى المتوسط (تعليم ثانوى) .

أما حجم التأثير لكل من المستوى الإقتصادى والتفاعل فيتم حسابه كما يلى :

مربع أوميجا للمستوى الإقتصادى =

$$\frac{\text{مجموع مربعات المستوى الإقتصادى} - (\text{ك}_{٢} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

حيث $\text{ك}_{٢}$ هى عدد المستويات الإقتصادية

$$= \frac{٧٦,٤٦ - (٣ - ١) \times ٣,٤٣}{٢٠٨,٩٢ + ٣,٤٣} = \frac{٦٩,٦}{٢١٢,٣٥} = ٠,٣٢٨$$

وتعنى أن ٣٢,٨% من تباين التوافق الأسرى يرجع إلى المستوى الإقتصادى ، وهى تدل على حجم تأثير مرتفع .

مربع أوميجا للتفاعل =

$$\frac{\text{مجموع مربعات التفاعل} - (ك_1 - 1)(ك_2 - 1)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

حيث $ك_1$ عدد مستويات نوع التعليم ، $ك_2$ عدد المستويات الإقتصادية

مربع أوميجا للتفاعل =

$$\frac{٢٥,٦٢ - (٢ - ١)(٣ - ١) \times ٣,٤٣}{٢٠٨,٩٢ + ٣,٤٣}$$

$$= \frac{١٨,٧٦}{٢١٢,٣٥} = ٠,٠٨٨$$

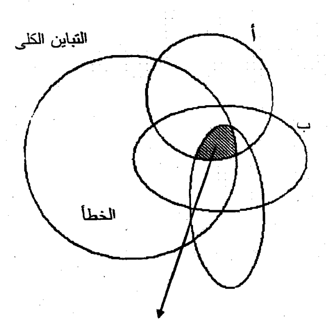
وتعنى أن ٨,٨% من تباين التوافق الأسرى يرجع لتفاعل المستوى الإقتصادى مع نوع التعليم ، وهى تدل على حجم تأثير متوسط .

ويمكن جمع حجم التأثير لكل متغير مستقل والتفاعل معاً لحساب حجم التـأثير الكلى فى الدراسة .

تحليل التباين الثلاثى والعاملى

ويستخدم تحليل التباين الثلاثى Three – Way Anova **فى حالة وجود ثلاثة** متغيرات مستقلة بكل منها مستويين (أو مجموعتين) على **الأقل ، ومتغير تابع** . ويكون الإهتمام بدراسة أثر كل متغير مستقل على **المتغير التابع . وكذلك دراسة** التفاعلات بين المتغيرات المستقلة وأثرها على المتغير التابع .

ويوجد فى تحليل التباين الثلاثى نوعان من التفاعل : **تفاعل ثنائى بين كل زوج** من المتغيرات المستقلة وعددها ثلاثة تفاعلات ، وتفاعل ثلاثى **بين المتغيرات المستقلة** الثلاثة .



وينقسم التباين الكلى للمتغير التابع إلى ثمانية أقسام هى :

١ - تباين يرجع إلى كل متغير من المتغيرات المستقلة أ ، ب ، ج

٢ - تباين يرجع إلى التفاعلات الثنائية وهى ثلاثة أب ، ب ج ، أج

٣ - تباين يرجع إلى التفاعل الثلاثى ج

أ ب ج تفاعل ثلاثى

٤ - تباين الخطأ شكل (١ – ٥)

ويتم إجراء تحليل التباين الثلاثى للتوصل إلى أثر كل قسم من الأقسام السبعة الأولى على المتغير التابع .

والإفتراضات الأساسية فى تحليل التباين الثلاثى هى نفس افتراضات تحليل التباين الأحادى والثنائى .

ومعنى التفاعل الثنائى هو نفس المعنى الموضح فى تحليل التباين الثنائى ، أما التفاعل الثلاثى فيقصد به اختلاف العلاقات بين مستويات المتغيرين المستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث . ويوضح التفاعل الثلاثى مدى تغير التفاعل الثنائى (بين متغيرين) عند مستويات المتغير المستقل الثالث .

ومن الصعب تفسير التفاعل الثلاثى إذا كان دالاً ، ولذلك فى حالة دلالة التفاعل الثلاثى فإن تفسيره يتم من خلال التفاعلات الثنائية ، أو تفاعل متغيرين مستقلين عند كل مستوى من مستويات المتغير المستقل الثالث .

أما تحليل التباين العاملى Factorial Anova فيقصد به تحليل التباين فى حالة وجود اكثر من ثلاثة متغيرات مستقلة ومتغير تابع .

وقد يصنف البعض تحليل التباين الثلاثى بأنه تحليل تباين عاملى . ولكننا نود التفرقة بينهما لسبب آخر هو أنه يمكننا إجراء تحليل تباين ثلاثى وتفسير نتائجه ، أما تحليل التباين العاملى لأكثر من ثلاثة متغيرات مستقلة فمن المستحيل تفسير التفاعل الرباعى إن وجد . وعليه فإننا نوصى بعدم إجراء التحليل العاملى ، ونتوقف فى أى دراسة عند تحليل التباين الثلاثى . وإذا كانت الدراسة تتضمن العديد من المتغيرات المستقلة فيمكن استخدام أسلوب إحصائى آخر مثل الإنحدار المتعدد أو تحليل التمايز ، حيث أن تحليل التباين العاملى سوف يستبعد تفسير التفاعلات الأعلى من التفاعل الثلاثى ، وهذا يعد خطأً كبيراً . وتوجددراسات تستخدم أربعة متغيرات مستقلة (أو

أكثر) فى تحليل تباين رباعى (أو أكثر) ولا تسجل التفاعلات الثلاثية والرباعية (أو الأعلى منها) ويعد هذا إغفالاً لنتائج هامة فى الدراسة . وعليه فإننا نرى بالإكتفاء باستخدام ثلاثة متغيرات مستقلة كحد أقصى فى البحوث التى تستخدم أسلوب تحليل التباين .

خطوات تحليل التباين الثلاثى :

إذا كان لدينا ثلاثة متغيرات مستقلة (أ ، ب ، ج) ومتغير تابع فإننا نستخدم تحليل التباين الثلاثى . وخطوات إجراء هذا التحليل متشابهة مع خطوات تحليل التباين الثنائى إلا أنها أكثر تعقيداً ولذلك سوف نوجز خطوات التحليل ونجمعها بطريقة أخرى حتى يسهل فهمها . والخطوات هى :

١ – تجميع درجات مجموعات كل متغير مستقل ، ودرجات الخلايا الثنائية (أ ب ، ب ج ، أ ج) والخلايا الثلاثية أ ب ج .

٢ – حساب مجموع الدرجات الكلية (مج س) ومجموع مربعاته (مج $س^٢$)

٣ – حساب مجموع المربعات الكلى ومجموع مربعات كل متغير مستقل على حده .

٤ – حساب مجموع مربعات الخلايا الثنائية أ ب ، ب ج ، أ ج لإستخدامها فى التوصل إلى مجموع مربعات التفاعلات الثنائية أ ب ، ب ج ، أ ج .

٥ – حساب مجموع مربعات الخلايا الثلاثية أ ب ج واستخدامها فى حساب مجموع مربعات التفاعل الثلاثى ومجموع مربعات الخطأ

٦ - تسجيل مجموع المربعات الكلى ومكوناته الثمانية فى جدول تحليل التباين

٧ - تحديد درجات الحرية لكل قسم من مجموع المربعات ، ثم حساب متوسط المربعات للمتغيرات المستقلة والتفاعلات ، وإيجاد قيم ف لكل منها .

٨ - مقارنة قيم ف المحسوبة بالقيم الجدولية .

٩ - إذا وجد أثر أساسى Main effect دال لأحد المتغيرات المستقلة أو جميعها فإننا نستخدم إحدى طرق المقارنات المتعددة للمتوسطات فى حالة وجود أكثر من مجموعتين . أما إذا كان للمتغير المستقل مستويين (أو مجموعتين) فيكون الفرق الدال لصالح المتوسط الأعلى .

١٠ - إذا وجد تفاعل ثلاثى دال ، فإننا نستخدم التفاعلات الثنائية فى تفسير التفاعل الثلاثى ، أو تفاعل متغيرين عند كل مستوى من مستويات المتغير الثالث .

مثال (٣) : أجريت دراسة لبحث الرضا الوظيفى لثلاث مجموعات من الأخصائيين الإجتماعيين من ذوى مستويات الخبرة المختلفة (أقل من ٥ سنوات ، ٥ - أقل من ١٠ ، ١٠ سنوات فأكثر) من الجنسين بعد تعرضهم لبرنامج تدريبى ومقارنتهم مع ثلاث مجموعات مشابهة لهم ولم يتم تدريبهم .

جدول (١٠ - ٩)

درجات الرضا الوظيفى لعدة مجموعات من الأخصائيين الإجتماعيين

[illegible] ([illegible]) تابع

	خبرة قليلة		خبرة متوسطة		خبرة طويلة	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
مجموعة التدريب	٥	٤	٦	٥	٧	٧
	٧	٦	٧	٧	٥	٥
	٦	٧	٧	٦	٨	٥
	٧	٥	٦	٩	٥	٧
	٦	٦	٥	٧	٧	٨
مجموعة لم تتدرب	٤	٤	٤	٥	٤	٤
	٥	٤	٦	٧	٦	٦
	٥	٣	٥	٦	٧	٤
	٣	٥	٧	٥	٦	٧
	٣	٣	٧	٦	٥	٥

ويوجد فى هذه الدراسة ثلاثة متغيرات مستقلة هى التدريب أو عدم التـدريب ، والنوع (ذكور ، إناث) ، والخبرة (قليلة ، متوسطة ، مرتفعة) ، والمتغير التابع هو الرضا الوظيفى ، وبذلك يكون أسلوب تحليل البيانات هـو تحليـل التبـاين الثلاثـى (٢ × ٢ × ٣) حيث تدل الأعداد داخل القوس على مسـتويات كـل متغيـر مـن المتغيرات المستقلة . ومن الواضح أن المجموعات داخل الخلايا متساوية (وهذا ليس شرطاً فقد تكون الأعداد مختلفة) ولإجراء تحليل التباين الثلاثـى باتبـاع الخطـوات السابق ذكرها ، فإننا نقوم بإجراء الخطوتين الأولى والثانية بتجميع درجات الخلايـا ، ودرجات كل مستوى من مستويات المتغيرات المستقلة ، والمجموع الكلـى للـدرجات ومجموع مربعاتها ونضع كل ذلك فى الجدول (١٠ – ١٠) التالى :

جدول (١٠ - ١٠) بيانات أولية لتحليل التباين الثلاثى

	مجموع			المجموع الكلى للجنسين معا	خبرة قليلة		خبرة متوسطة		خبرة طويلة	
	ذ	ت			ذ	ت	ذ	ت	ذ	ت
التدريب	٤٤	١٥ ٩٤	ن مج س	٣٠ ١٨٨	٥ ٣١	٥ ٢٨	٥ ٣١	٥ ٣٤	٥ ٣٢	٥ ٣٢
لاتدريب	٧٧	١٥ ٧٤	ن مج س	٣٠ ١٥١	٥ ٢٠	٥ ١٩	٥ ٢٩	٥ ٢٩	٥ ٢٨	٥ ٢٦
المجموع	١٧١	٣٠ ١٦٨	ن مج س	٦٠ ٣٣٩	١٠ ٥١	١٠ ٤٧	١٠ ٦٠	١٠ ٦٣	١٠ ٦٠	١٠ ٥٨
المجموع الكلى للجنسين		ن مج س				٢٠ ٩٨		٢٠ ١٢٣		٢٠ ١١٨

مج س^2 = ٢٠٢٥

لاحظ أن حسابات تحليل التباين الثلاثى معقدة ومطولة ويفضل استخدام الحسوب فى إجراء هذا النوع من التحليل ، ومن يرغب فى الإجراء باستخدام الآلة الحسبة فإننا نوضح فيما يلى الخطوات من ٣ وحتى ٩ :

٣ - (أ) مجموع المربعات الكلى = مج س^2 - $\frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$

$$= ٢٠٢٥ - \frac{(٣٣٩)^2}{٦٠} = ١٠٩,٦٥$$

ب)- مجموع مربعات النوع = $\frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$

حيث (ن$_1$ ، مج س$_1$) لمجموع الذكور ، (ن$_2$ ، مج س$_2$) لمجموع الإناث

$$\text{مجموع مربعات النوع} = \frac{(١٧١)^{٢}}{٣٠} + \frac{(١٦٨)^{٢}}{٣٠} - \frac{(٣٣٩)^{٢}}{٦٠}$$

= ٩٧٤,٧ + ٩٤٠,٨ – ١٩١٥,٣٥

= ٠,١٥

$$\text{(ج)- مجموع مربعات التدريب} = \frac{(\text{مج س}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{(\text{مج س}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢}} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}}$$

حيث ($\text{ن}_{١}$ ، مج $\text{س}_{١}$) لمجموعات التدريب ، ($\text{ن}_{٢}$ ، مج $\text{س}_{٢}$) للمجموعات التى لم تتدرب

$$\text{مجموع مربعات التدريب} = \frac{(١٨٨)^{٢}}{٣٠} + \frac{(١٥١)^{٢}}{٣٠} - \frac{(٣٣٩)^{٢}}{٦٠}$$

= ١١٧٨,١٣ + ٧٦٠,٠٣ – ١٩١٥,٣٥

= ٢٢,٨١

(د) – مجموع مربعات الخبرة =

$$\frac{(\text{مج س}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{(\text{مج س}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢}} + \frac{(\text{مج س}_{٣})^{٢}}{\text{ن}_{٣}} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}}$$

حيث ($\text{ن}_{١}$ ، مج $\text{س}_{١}$) لمجموعة الخبرة القليلة ، ($\text{ن}_{٢}$ ، مج $\text{س}_{٢}$) للخبرة المتوسطة ، ($\text{ن}_{٣}$ ، مج $\text{س}_{٣}$) للخبرة الطويلة

$$\text{مجموع مربعات الخبرة} = \frac{(٩٨)^{٢}}{} + \frac{(١٢٣)^{٢}}{} + \frac{(١١٨)^{٢}}{} - \frac{(٣٣٩)^{٢}}{}$$

٦٠ ٢٠ ٢٠ ٢٠

= ٤٨٠,٢ + ٧٥٦,٤٥ − ٦٩٦,٢ − ١٩١٥,٣٥

= ١٧,٥

٤ – (أ) مجموع مربعات الخلايا (النوع × التدريب)

$$= \frac{(مج\ س_١)^٢}{ن_١} + \frac{(مج\ س_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(مج\ س_٣)^٢}{ن_٣} + \frac{(مج\ س_٤)^٢}{ن_٤} - \frac{(مج\ س)^٢}{ن}$$

$$= \frac{(٩٤)^٢}{١٥} + \frac{(٩٤)^٢}{١٥} + \frac{(٧٧)^٢}{١٥} + \frac{(٧٤)^٢}{١٥} - \frac{(٣٣٩)^٢}{٦٠}$$

= ٥٨٩,٠٧ + ٥٨٩,٠٧ + ٣٩٥,٢٧ + ٣٦٥,٠٧ − ١٩١٥,٣٥

= ٢٣,١٣

مجموع مربعات التفاعل (النوع × لتدريب)

= مجموع مربعات خلايا (النوع × التدريب)

− مجموع مربعات النوع − مجموع مربعات التدريب

= ٢٣,١٣ − ٠,١٥ − ٢٢,٨١

= ٠,١٧

(ب) – مجموع مربعات الخلايا (النوع × الخبرة) =

$$\frac{(مج\ س_١)^٢}{} + \frac{(مج\ س_٢)^٢}{} + \frac{(مج\ س_٣)^٢}{} + \frac{(مج\ س_٤)^٢}{}$$

ن١ ن٢ ن٣ ن٤

$$+ \frac{(\text{مج س}_٥)^٢}{ن_٥} + \frac{(\text{مج س}_٦)^٢}{ن_٦} - \frac{(\text{مج س})^٢}{ن}$$

$$= \frac{(٥١)^٢}{١٠} + \frac{(٤٧)^٢}{١٠} + \frac{(٦٠)^٢}{١٠} + \frac{(٦٣)^٢}{١٠}$$

$$+ \frac{(٦٠)^٢}{١٠} + \frac{(٥٨)^٢}{١٠} - \frac{(٣٣٩)^٢}{٦٠}$$

= ٢٦٠,١ + ٢٢٠,٩ + ٣٦٠ + ٣٩٦,٩ + ٣٦٠ + ٣٣٦,٤ − ١٩١٥,٣٥

= ١٨,٩٥

مجموع مربعات التفاعل (النوع × الخبرة)

= ١٨,٩٥ − ٠,١٥ − ١٧,٥

= ١,٣

(ج) − مجموع مربعات الخلايا (التدريب × الخبرة) =

$$\frac{(\text{مج س}_١)^٢}{ن_١} + \frac{(\text{مج س}_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(\text{مج س}_٣)^٢}{ن_٣} + \frac{(\text{مج س}_٤)^٢}{ن_٤}$$

$$+ \frac{(\text{مج س}_٥)^٢}{ن_٥} + \frac{(\text{مج س}_٦)^٢}{ن_٦} - \frac{(\text{مج س})^٢}{ن}$$

$$= \frac{(٥٩)^٢}{١٠} + \frac{(٦٥)^٢}{١٠} + \frac{(٦٤)^٢}{١٠} + \frac{(٣٩)^٢}{١٠}$$

$(٥٨)^٢$ $(٥٤)^٢$ $(٣٣٩)^٢$

$$+ \frac{}{10} + \frac{}{10} - \frac{}{60}$$

= ٣٤٨,١ + ٤٢٢,٥ + ٤٠٩,٦ + ١٥٢,١

+ ٣٣٦,٤ + ٢٩١,٦ – ١٩١٥,٣٥ = ٤٤,٩٥

مجموع مربعات تفاعل (التدريب × الخبرة)

= ٤٤,٩٥ – ٢٢,٨١ – ١٧,٥

= ٤,٦٤

(د) – مجموع مربعات الخلايا الثلاثية (النوع × التدريب × الخبرة)

= ٢ × ٢ × ٣ = ١٢ خلية

$$= \frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \ldots + \ldots + \ldots \frac{(\text{مج س}_{12})^2}{\text{ن}_{12}} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(31)^2}{5} + \frac{(28)^2}{5} + \frac{(31)^2}{5}$$

$$+ \ldots\ldots + \frac{(26)^2}{5} - \frac{(339)^2}{60}$$

= ١٩٦٢,٦ – ١٩١٥,٣٥ = ٤٧,٢٥

مجموع مربعات التفاعل الثلاثى = مجموع مربعات الخلايا الثلاثية – مجموع مربعات النوع – مجموع مربعات التدريب – مجموع مربعات الخبرة – مجموع مربعات التفاعلات الثنائية

= ٤٧,٢٥ – ٠,١٥ – ٢٢,٨١ – ١٧,٥ – ٠,٧١ – ١,٣ – ٤,٦٤

= ٠,٦٨

٤ – (هـ) مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى – مجموع مربعات الخلايا الثلاثية

= ١٠٩,٦٥ – ٤٧,٢٥ = ٦٢,٤٠

وبعد ذلك نضع مجموع المربعات الكلى وأقسامه الثمانية فى جدول تحليل التباين الثلاثى :

جدول (١٠ – ١١)

تحليل التباين الثلاثى (النوع × التدريب × الخبرة) لدرجات الرضا الوظيفى

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
النوع	٠,١٥	١	٠,١٥	٠,١٢	غير دال
التدريب	٢٢,٨١	١	٢٢,٨١	١٧,٥٥	دال عند ٠,٠٠١
الخبرة	١٧,٥	٢	٨,٧٥	٦,٧٣	دال عند ٠,٠٠١
التفاعلات					
النوع × التدريب	٠,١٧	١	٠,١٧	٠,١٣	غير دال
النوع × الخبرة	١,٣٠	٢	٠,٦٥	٠,٥٠	غير دال
التدريب × الخبرة	٤,٦٤	٢	٢,٣٢	١,٧٨	غير دال
التفاعل الثلاثى	٠,٦٨	٢	٠,٣٤	٠,٢٦	غير دال
الخطأ	٦٢,٤٠	٤٨	١,٣٠		
الكلى	١٠٩,٦٥	٥٩			

وبمقارنة قيم ف المحسوبة بالقيم الجدولية يتضح أنه يوجد فرق دال عند مستوى ٠,٠٠١ بين مجموعتى التدريب وعدم التدريب ، كما توجد فروق دالة عند

مستوى ٠,٠٠١ بين مجموعات الخبرة . ولا يوجد تفاعل دال وهذا يسهل مهمة تفسير الفروق التى توصل إليها التحليل .

ولمعرفة أى مجموعات الخبرة أفضل فى الرضا الوظيفى نجرى مقارنات متعددة بين المتوسطات باستخدام إحدى الطرق السابق الإشارة إليها .

أما حجم التأثير لنتائج الدراسة فيتم حساب مربع أوميجا .

مربع أوميجا للتدريب

$$= \frac{\text{مجموع مربعات المجموعات} - (\text{ك}_1 - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

$$= \frac{٢٢,٨١ - (٢ - ١) \times ١,٣}{١٠٩,٦٥ + ١,٣٠} = ٠,١٩٤$$

وتعنى أن ١٩,٤% من تباين الرضا الوظيفى يرجع إلى البرنامج التدريبى وكذلك مربع أوميجا للخبرة

$$= \frac{\text{مجموع مربعات الخبرة} - (\text{ك}_2 - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

$$= \frac{١٧,٥ - (٣ - ١) \times ١,٣}{١٠٩,٦٥ + ١,٣٠} = ٠,١٤٦$$

وتعنى أن ١٤,٦% من تباين الرضا الوظيفى يرجع إلى مستوى الخبرة الوظيفية .

تحليل تباين القياس المتكرر

عند إجراء دراسات تجريبية كثيراً ما نرغب فى قياس سلوك الأفراد عدة مرات متتالية تحت شروط تجريبية مختلفة . فقياس درجات مجموعة من الأفراد قبل الإلتحاق ببرنامج تدريبى وبعد الإنتهاء من البرنامج ثم متابعة القياس بعد فترة معينة من نهاية البرنامج يعد قياساً متكرراً (لمتغير تابع واحد) لمجموعة واحدة . أما القياس القبلى والبعدى فلا يعد قياساً متكرراً ونستخدم فى تحليل بياناته اختبار (ت) للمجموعة الواحدة السابق الإشارة إليها .

وتوجد تصميمات تجريبية للقياس المتكرر أكثر تعقيداً ، إلا أن استخدام الحاسوب يسهل تحليل بيانات هذه التصميمات المعقدة .

وتصميمات القياس المتكرر هامة جداً فى الدراسات التجريبية فى العلوم الإنسانية عامة وفى العلوم النفسية والتربوية بصفة خاصة . فكثيراً ما يرغب الباحث فى معرفة مدى التحسن باستخدام طريقة علاجية معينة خلال فترة تطبيقها وبعد الإنتهاء منها ، أو معرفة فعالية برنامج فى تعديل الإتجاهات ومدى ثبات هذه الإتجاهات بعد فترة معينة من انتهاء البرنامج ، أو معرفة فعالية طريقة للتدريس ومدى ثبات المعلومات بعد انتهاء التدريس . وفى مثل هذه التصميمات تكون الفروق الكبيرة بين خبرات الأفراد سبباً فى اختلاف استجاباتهم لنفس المعالجة التجريبية مما يؤدى إلى التشتت الكبير فى الدرجات . وفى كثير من الحالات ، يرجع معظم هذا التشتت إلى فروق بين الأفراد قبل إجراء التجربة فإذا إستطعنا عزل هذا الجزء من التباين من آثار المعاجات ومن الخطأ التجريبى فإن حساسية الدراسة وفعاليتها تزداد (Winer et al , ٢٢١ : ١٩٩١) .

وأحد أهداف هذه التجارب التى نلاحظ فيها الفرد تحت شروط تجريبية مختلفة هو ضبط الفروق بين الأفراد ، وفى مثل هذه التجربة نقيس تأثير المعالجة على الفرد بنسبة متوسط إستجابته فى كل المعالجات (قبل ، وبعد ، ومتابعة مثلا) . ويكون كل فرد مقارناً بنفسه (عن طريق المتوسط) وبذلك نعزل الفروق بين الأفراد عن الخطأ التجريبى .

ويقصد بالقياس المتكرر إعادة قياس نفس المتغير على نفس الأفراد عدة مرات متتالية . وهنا تظل خصائص كل فرد ثابتة أثناء تكرار القياس ، وتكون العلاقة بين القياسات المتكررة علاقة موجبة . وعليه فإن القياسات المتكررة ليست مستقلة عن بعضها البعض ، وهذا يختلف عن المجموعات المستقلة فى تحليل التباين . وقد تستخدم بعض تصميمات القياس المتكرر عدة مجموعات مستقلة ، ولكن تكرار قياس المتغير التابع لجميع أفراد المجموعات يظل مستخدما فى هذه التصميمات البحثية .

وتوجد عدة تصميمات تجريبية للقياس المتكرر ، أحدها يسمى تصميم المجموعة الواحدة وإجراء القياس عدة مرات متتالية . والتصميم الثانى يستخدم عدة مجموعات (مجموعتين أو أكثر) مع القياس المتكرر ، والذى يعرف عادة بإسم تصميم المجموعة الضابطة ، وهو يتضمن متغير مستقل واحد (المجموعات) مع القياس المتكرر . أما التصميم الثالث فهو الذى يتضمن متغيرين مستقلين مع القياس المتكرر . كما توجد تصميمات أخرى أكثر تعقيدا والتى تستخدم أكثر من متغيرين مستقلين فى التصميم .

ومن مميزات تصميمات القياس المتكرر ، أن الإرتباط بين القياسات المتتالية يقلل تباين الخطأ كما أن استخدام نفس الأفراد فى التجربة لفترات متتالية يعد توفيرا للوقت والجهد عن استخدام أفراد آخرين فى كل فترة (أو معالجة) . إضافة إلى أن كثير من المشكلات البحثية تتطلب استخدام تصميمات القياس المتكرر .

أما عيوب تصميمات القياس المتكرر فتبدو فى أن الشروط التجريبية السابقة قد **تؤثر على القياس التالى لها ، إضافة إل عوامل التعب والخبرة والملل أو أى ظروف أخرى قد تؤثر على النتائج ، ويستطيع الباحث أن يقرر إذا كانت مثل هذه العوامل أو** الظروف قد تؤثر على النتائج . والمشكلة الأخرى المتصلة بهذه التصميمات هى الإفتراضات المرتبطة بتحليل البيانات (Ferguson & Takane, ١٩٨٩ : ٣٤٨-٣٤٩)

ولا تختلف افتراضات تحليل تباين القياس المتكرر عن افتراضات تحليل التباين **السابق ذكرها سوى فى تكرار قياس المتغير التابع . والإفتراضات هنا هى :**

الإعتدالية ، والتجانس ، والإستقلالية فى جمع بيانات الأفراد المختلفين ، كما تفتـرض تجانس تغاير درجات القياس المتكرر (Ferguson & Takane, ١٩٨٩ : ٣٦٣)

وإذا افترضنا تساوى تباينات المجموعات وتغاير Covariance درجات القياس المتكرر فإن مصفوفة التباين / التغاير تكون متساوية ، وبالتالى تتساوى معاملات الإرتباط فى المصفوفة ويدل هذا على تماثل المصفوفة . فإذا كان ذلك صحيحا فيمكن استخدام اختبار (ت) فى تحليل تباين القياس المتكرر ، كما أن الحيد القليل (غير الدال) عن التجانس لا يعوق استخدام اختبار (ف) (Ferguson & Takane, ١٩٨٩ : ٣٦٤)

ويمكن إجراء اختبار بسيط وسريع لشرط التجانس باستخدام طريقة هارتلى

$$\text{ف}_{max} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}} \quad \text{بدرجات حرية (ك ، ن – ١)}$$

حيث يكون التباين الأكبر والتباين الأصغر من تباينات درجات كل مجموعة من مجموعات الأفراد ولكل فترة من فترات القياس . ونقارن قيمة ف max بالقيمة الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ من جداول F-max (Winer et al , ١٩٩١ : ٥١٢)

أما اختبار شرط التغاير فيتم بحساب قيمة ف بطريقة هارتلى أيضاً ، ولكن باستخدام تباينات درجات الأفراد فى الفترات ولكل مجموعة من المجموعات . ثم نقسم التباين الأكبر على التباين الأصغر ، ثم نقارن الناتج بقيمة ف max الجدولية بدرجات حرية ($ك_١$ ، ($ك_٢$ – ١) (ن – ١)) ومستوى دلالة ٠,٠٥ (Winer et al , ١٩٩١ : ٥١٣) حيث $ك_١$ عدد مستويات المتغير المستقل الأول ، $ك_٢$ عدد فترات القياس ، ن عدد الأفراد فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل . وقد اقترح بوكس (Box , ١٩٥٤) أنه فى حالة الحيد عن التجانس فإن قيمة (ف) تتوزع حسب توزيع ف بدرجات حرية مختلفة عن درجات الحرية الفعلية ، وتقدر درجات الحرية باستخدام مفهوم إيسيلون (ε) Epsilon وهويصف مدى عدم تماثل مصفوفة التغاير ، وتتراوح قيمة ε بين ١ ، $\frac{١}{(ك_٢ - ١)}$.

وتكون درجات الحرية المعدلة هى [(ك٢ – ١) ε .(ك٢ – ١) (ن – ١) ε]

، فإذا كانت ε فى قيمتها الصغرى $\frac{١}{(ك٢ - ١)}$

فإن درجات الحرية تصبح (١ ، (ن – ١)) . وإذا كانت ε = ١ فإن درجات الحرية تصبح [(ك٢ – ١) ، (ك٢ – ١) (ن – ١)] (Winer, ١٩٧١; Ferguson & Takane , ١٩٨٩ : ٣٦٤)

ولذلك إقترح جيسر وجرينهوس (Ferguson & Takane , ١٩٨٩ : ٣٦٤). Gisser & Greenhouse أنه يمكن مقارنة قيمة (ف) بالقيمة الجدولية باستخدام درجات حرية (١ ، ن – ١) فإذا كانت قيمة (ف) دالة فإننا نصل إلى قرار محدد لأن ف الجدولية المستخدمة هنا أكثر تحفظا ، أما إذا كانت غير دالة فإننا نقارن القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية عند درجات حرية [(ك٢ – ١) ، (ك٢ – ١)،(ن – ١)] فإذا كانت غير دالة ، فإننا نصل إلى قرار محدد لأن ف الجدولية فى الحالة الثانية أكثر تحرراً . أما إذا لم تكن دالة فإننا فى حاجة إلى حساب قيمة (إبسيلون) ε حتى نحدد درجات الحرية المناسبة لتوزيع ف وهى

[(ك٢ – ١) ε ،(ك٢ – ١) (ن – ١) ε] .

أولا : تحليل بيانات القياس المتكرر لمجموعة واحدة :

عند إجراء دراسة على مجموعة واحدة وقياس المتغير التابع عدة مرات ، مثل إجراء دراسة تجريبية مع القياس القبلى والبعدى وقياس متابعة بعد فترة زمنية من انتهاء التجربة ، فإن تحليل البيانات هو نوع من تحليل التباين الأحادى حيث تعد فترات القياس متغيراً مستقلاً .

ولكن النموذج المستخدم هنا مختلط حيث يتم اختيار الأفراد عشوائيا بينما فترات القياس محددة .

وينقسم تباين المتغير التابع هنا إلى عدة أقسام هى : تباين بين الأفراد ، وتباين بين فترات القياس ، وتباين الخطأ .

مثال (١) : أجرى باحث تجربة بتطبيق طريقة جديدة للعلاج النفسي على مجموعة من المرضى ، وقام بقياس السلوك التوافقى قبل العلاج وبعد فترة العلاج ثم بعد ستة أشهر من العلاج ، ويرغب فى معرفة مدى فعالية الطريقة فى العلاج وكانت البيانات كما بالجدول (١١ - ١) :

جدول (١١ - ١)

بيانات السلوك التوافقى لمجموعة من المرضى فى فترات مختلفة

الأفراد	قبل العلاج	بعد العلاج	متابعة	المجموع
١	٤	٧	٦	١٧
٢	٣	٨	٧	١٨
٣	٣	٧	٦	١٦
٤	١	٦	٥	١٢
٥	٢	٥	٥	١٢
٦	صفر	٥	٤	٩
٧	٢	٦	٦	١٤
٨	١	٦	٥	١٢
المجموع	١٦	٥٠	٤٤	١١٠

ولإجراء تحليل هذه البيانات نتبع الخطوات التالية :

١ - نحسب مجموع درجات كل فرد وكل فترة كما بالجدول والمجموع الكلى (مج س) ، ثم نحسب مجموع مربعات الدرجات (مج $س^٢$)

٢ - نحسب مجموع المربعات الكلى =

$$\text{مج س}^٢ - \frac{(\text{مج س})^٢}{\text{ن}}$$

٣ - نحسب مجموع مربعات الأفراد .

٤ – نحسب مجموع مربعات الفترات

٥ – مجموع مربعات الخطأ

= مجموع المربعات الكلى – مجموع الأفراد – مجموع مربعات الفترات

٦ – نضع البيانات فى جدول تحليل تباين القياس المتكرر الأحادى ، ثم ندون درجات الحرية ونحسب متوسط مربعات الفترات ومتوسط مربعات الخطأ (متوسط مربعات الأفراد ليست موضع اختبار لأننا نسلم باختلاف الأفراد) .

٧ – نحسب قيمة ف للفترات ثم نقانها بقيمة ف الجدولية ، وفى حالة كونها دالة ، نجرى المقارنات المتعددة بين متوسطات الفترات بإحدى طرق المقارنات المتعددة للمتوسطات الشابق توضيحها .

وتعد فترات قياس السلوك التكيفى (قبل ، وبعد ، ومتابعة) بمثابة المتغير المستقل ومن ثم فإن التحليل هنا يشبه تحليل التباين الأحادى .

١ – من المثال مج س الكلى = ١١٠ ،

ن الكلية (عدد الدرجات) = عدد الأفراد × عدد الفترات

ن × ك = ٨ × ٣ = ٢٤ ، مج $س^2$ لجميع الدرجات = ٦١٢

٢ – مجموع المربعات الكلى = مج $س^2$ – $\frac{(مج\ س)^2}{ن}$

$= ٦١٢ - \frac{(١١٠)^2}{٢٤}$

= ١٠٧,٨٣

بدرجات حرية (ن – ١) = ٢٤ – ١ = ٢٣

٣ – مجموع مربعات الأفراد =

$$\frac{(\text{مج س}_1)^2 + (\text{مج س}_2)^2 + (\text{مج س}_3)^2 + \ldots\ldots + (\text{مج س}_ن)^2}{\text{ك}} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

وحيث أن جميع الأفراد الثمانية لهم درجات فى القياسات الثلاثة ، فيكون المقام متساوى (ك = ٣) .

$$\text{مجموع مربعات الأفراد} = \frac{(١٧)^2 + (١٨)^2 + \ldots\ldots + (١٢)^2}{٣} - \frac{(١١٠)^2}{٢٤}$$

= ٥٢٦ – ٥٠٤,١٧

= ٢١,٨٣

بدرجات حرية = عدد الأفراد – ١ = ٨ – ١ = ٧

٤ – مجموع مربعات الفترات =

$$\frac{(\text{مج س}_1)^2 + (\text{مج س}_2)^2 + (\text{مج س}_3)^2}{\sim} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

حيث ∿ هى عدد الأفراد ، ن = ∿ ك

$$\text{مجموع مربعات الفترات} = \frac{(١٦)^2 + (٥٠)^2 + (٤٤)^2}{٨} - \frac{(١١٠)^2}{٢٤}$$

= ٥٨٦,٥ – ٥٠٤,١٧

= ٨٢,٣٣

بدرجات حرية (ك – ١) = ٣ – ١ = ٢

٥ – مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى – مجموع مربعات الأفراد – مجموع مربعات الفترات

= ١٠٧,٨٣ – ٢١,٨٣ – ٨٢,٣٣

= ٣,٦٧

ثم نضع مجموع المربعات الكلى وأقسامه الثلاثة ودرجات الحرية فى جدول (١١ – ٢) .

جدول (١١ – ٢)

تحليل تباين القياس المتكرر الأحادى لدرجات السلوك التكيفى

مصدر التباين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
الأفراد	٢١,٨٣	٧	٣,١٢		
الفترات	٨٢,٣٣	٢	٤١,١٦٥	١٥٧,١٢	دالة عند ٠,٠٠١
الخطأ	٣,٦٧	١٤	٠,٢٦٢		
الكلى	١٠٧,٨٣	٢٣			

وبمقارنة قيمة ف للفترات (١٥٧,١٢) بقيمة ف الجدولية نجد أنها دالة عند مستوى ٠,٠٠١ أو أقل ويعنى هذا وجود فروق دالة عند مستوى ٠,٠٠١ بين متوسطات درجات العينة فى السلوك التكيفى فى الفترات الثلاث ، ولمعرفة أى المتوسطات أعلى فإننا نجرى اختبار للمقارنات المتعددة للمتوسطات الثلاثة (٢ ، ٥,٥ ، ٦,٢٥) بطريقة توكى أو شفيه .

$$\text{مدى شفيه (عند ٠,٠٥)} = \sqrt{\frac{(٣ - ١) \times ٣,٧٤ \times ٠,٢٦٢ \times ٢}{٨}} = ٠,٧٠$$

وبمقارنة مدى شفيه (٠,٧٠) بفروق المتوسطات نجد فروقاً دالة بين المتوسطات الثلاثة بمعنى أن القياس القبلى أقل من البعدى والمتابعة والقياس البعدى أعلى من المتابعة .

وعليه نستنتج أن متوسطى القياس البعدى والمتابعة أعلة من متوسط القياس القبلى مما يدل على فاعلية طريقة العلاج فى تحسن السلوك التكيفى . كما أن متوسط القياس البعدى أعلى من متوسط قياس المتابعة مما يعنى وجود نقص فعلى (دال) فى السلوك التكيفى لكنه لا يزال أعلى من القياس القبلى .

وحجم التأثير للفترات (مربع أوميجا) =

$$= \frac{\text{مجموع مربعات الفترات} - (\text{ك} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

$$= \frac{٨٢,٣٣ - (٣ - ١) \times ٠,٢٦٢}{١٠٧,٨٣ + ٠,٢٦٢} = \frac{٨١,٨٠٦}{١٠٨,٠٩٢}$$

$$= ٠,٧٥٧$$

وهى تعنى أن ٧٥,٧% من تباين السلوك التكيفى يرجع إلى فترات القياس وبمعنى آخر فإن طريقة العلاج تؤدى إلى ٧٥% من التباين فى السلوك التكيفى .

مثال (٢) :

قد تكون بيانات القياس المتكرر هى درجات ثلاثة أو أكثر من المحكمين على عدد من اللاعبين (أو عدد من البحوث) ويكون الهدف من التحليل هو معرفة مدى إتفاق أو اختلاف المحكمين . ويعد المحكمون بمثابة فترات القياس ، فإذا وجدت فروق فإنها تعنى عدم إتفاق المحكمين وإذا كانت درجات أربعة محكمين على عشرة بنود لمقياس معين (أو عشرة بحوث) هى :

جدول (١١ - ٣)

درجات أربعة من المحكمين على عشرة بنود (أو بحوث)

البنود	المحكم (أ)	المحكم (ب)	المحكم (ج)	المحكم (د)	المجموع
١	٤	٥	٢	٣	١٤
٢	٤	٥	٣	٤	١٦
٣	٢	٤	١	٢	٩
٤	٣	٤	٢	٤	١٣
٥	٢	٣	١	٢	٨
٦	٥	٥	٣	٤	١٧
٧	٤	٥	٢	٤	١٥
٨	٣	٤	١	٣	١١
٩	٤	٤	٢	٤	١٤
١٠	٢	٣	١	٢	٨
المجموع	٣٣	٤٢	١٨	٣٢	١٢٥

مج س الكلى = ١٢٥ ، مج $س^{٢}$ لكلى = ٤٤٩

ن الكلية = ٤٠ ، ك = ٤ ، ∿ = ١٠

مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى - مجموع مربعات البنود

$$\text{مجموع المربعات الكلى} = \text{مج } س^{٢} - \frac{(\text{مج } س)^{٢}}{ن}$$

$$= ٤٤٩ - \frac{(١٢٥)^{٢}}{٤٠}$$

$$= ٥٨,٣٧٥$$

مجموع مربعات البنود =

$$\frac{(\text{مج س}_{1})^{2} + (\text{مج س}_{2})^{2} + \ldots\ldots}{\text{ك}} - \frac{(\text{مج س})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(14)^{2} + (16)^{2} + \ldots\ldots + (8)^{2}}{4} - \frac{(125)^{2}}{40}$$

= ٤١٥,٢٥ − ٣٩٠,٦٢٥

= ٢٤,٦٢٥

٤ – مجموع مربعات المحكمين =

$$\frac{(\text{مج س}_{\text{أ}})^{2} + (\text{مج س}_{\text{ب}})^{2} + (\text{مج س}_{\text{ج}})^{2} + (\text{مج س}_{\text{د}})^{2}}{\text{∿}} - \frac{(\text{مج س})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(33)^{2} + (42)^{2} + (18)^{2} + (32)^{2}}{10} - \frac{(125)^{2}}{40}$$

مجموع مربعات المحكمين = ٤٢٠,١ − ٣٩٠,٦٢٥ = ٢٩,٤٧٥

– مجموع مربعات المحكمين

= ٥٨,٣٧٥ − ٢٤,٦٢٥ − ٢٩,٤٧٥

= ٤,٢٧٥

ثم نضع مجموع المربعات الكلى ومكوناته الثلاثة فى جدول تحليل تباين القياس المتكرر لحساب متوسط المربعات وقيمة ف لكل من البنود والمحكمين .

جدول (١١ - ٤)

تحليل تباين القياس المتكرر لدرجات المحكمين على بنود المقياس

مصـــدر التبــاين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
البنود	٢٤,٦٢٥	٩	٢,٧٤	١٧,١٣	دالة عند ٠,٠٠١
المحكمون	٢٩,٤٧٥	٣	٩,٨٣	٦١,٤٤	دالة عند ٠,٠٠١
الخطأ	٤,٢٧٥	٢٧	٠,١٦		
الكلى	٥٨,٣٧٥	٣٩			

وتدل نتائج التحليل على وجود فروق دالة عند مستوى ٠,٠٠١ بين البنود ، وقد يكون هذا أمر طبيعى ، إلا أنه فى القياس النفسى يدل على عدم أتساق البنـــود . كمـــا توجد فروق دالة بين المحكمين عند مستوى ٠,٠٠١ بمعنى عدم إتفـــاق المحكمـــين ، ويتطلب هذا إجراء مقارنات متعددة بين متوسطات درجات المحكمين (بطريقة توكى مثلاً) للتعرف على الفروق بينهم . فإذا كان الأمر مرتبط بتحكيم بنود اختبار ما فعلى الباحث القيام بحل هذه المشكلة والتوصل إلى ما يؤدى للإتفاق ، وذلك بتعديل البنود ثم إعادة التحكيم مرة أخرى حتى يحدث إتفاق بين المحكمين .

أما إذا كان الأمر متعلقاً بتحكيم عدة بحوث فى مجال معين ، فيمكن التعـــرف على المحكم المتشدد من المحكم المتساهل فى أحكامه .

وكذلك الحال فى حالة تحكيم أداء عدد من اللاعبين مثلاً ، حيث يمكن التعرف على الفروق بين المحكمين للتوصل إلى ما إذا كان هناك تشدداً أو تساهلاً فى التحكيم.

كما يمكن استخدام نفس الأسلوب فى تحليل بيانات بنود اختبار . فـــإذا طبـــق اختبار على عينة من الأفراد فيمكن إعتبار إجابات الأفراد على البنـــود هـــى قيـــاس متكرر . وبالتالى فإن تحليل مثل هذه البيانات نستطيع منه حساب معامل ثبات الإختبار ، وفيما يلى مثال توضيحى لذلك .

مثال (٣) : أجرى اختبار من خمسة بنود على عشرة أفراد ولكل بند درجة واحدة وكانت الإجابات كما بالجدول (١١ – ٥) والمطلوب تحليل البيانات وحساب معامل ثبات الإختبار .

جدول (١١ – ٥) الإجابات من خمسة بنود

الأفراد	البنود					المجموع
	١	٢	٣	٤	٥	
١	١	١	١	١	١	٥
٢	١	١	٠	١	١	٤
٣	١	١	١	١	٠	٤
٤	٠	١	١	٠	١	٣
٥	١	١	١	٠	٠	٣
٦	١	٠	١	١	٠	٣
٧	١	١	٠	٠	٠	٢
٨	٠	١	٠	١	٠	٢
٩	١	٠	١	٠	٠	٢
١٠	١	٠	٠	٠	٠	١
	٨	٧	٦	٥	٣	٢٩

مجموع الدرجات الكلى (مج س) = ٢٩

مجموع مربعات الدرجات (مج $س^{٢}$) = ٢٩

مجموع المربعات الكلى = مج $س^{٢}$ – $\frac{(مج\ س)^{٢}}{ن}$

$$= ٢٩ - \frac{(٢٩)^{٢}}{٥٠} = ٢٩ - ١٦,٨٢ = ١٢,١٨$$

مجموع مربعات بين الأفراد =

$$\frac{(٥)^٢ + (٤)^٢ + \ldots\ldots + (١)^٢}{٥} - \frac{(٢٩)^٢}{٥٠}$$

= ١٩,٤ – ١٦,٨٢

= ٢,٥٨

٤ – مجموع مربعات البنود =

$$\frac{(٨)^٢ + (٧)^٢ + (٦)^٢ + (٥)^٢ + (٣)^٢}{١٠} - \frac{(٢٩)^٢}{٥٠}$$

= ١٨,٣ – ١٦,٨٢ = ١,٤٨

– مجموع مربعات الخطأ = ١٢,١٨ – ٢,٥٨ – ١,٤٨ = ٨,١٢

جدول (١١ - ٦)

تحليل بيانات إجابات الأفراد على خمسة بنود

مصدر التباين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف
بين الأفراد	٢,٥٨	٩	٠,٢٨٧	١,٢٧
بين البنود	١,٤٨	٤	٠,٣٧	١,٦٤
الخطأ	٨,١٢	٣٦	٠,٢٢٦	
الكلى	١٢,١٨	٤٩		

$$\text{معامل ثبات البند} = \frac{\text{متوسط مربعات الأفراد} - \text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{ك} \times \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

حيث ك هى عدد البنود (Winer et al , ١٩٩١ : ١٠٢٢)

$$ر_{١} \text{ للبند} = \frac{٠,٢٨٧ - ٠,٢٢٦}{٥ \times ٠,٢٢٦} = ٠,٠٥٤$$

$$\text{معامل ثبات البنود الخمسة} = \frac{٥ \times ر_{١}}{١ + ٤ ر_{١}} = \frac{٥ \times ٠,٠٥٤}{١ + ٤ \times ٠,٠٥٤} = ٠,٢٢٢$$

ولكن هذه الطريقة محدودة الإستخدام أولاً لصعوبة تطبيقها ، وثانياً أن استخدامها مرتبط بوجود تباين بين الأفراد فإذا كانت إجابات ودرجات الأفراد متساوية فلا نستطيع التوصل إلى معامل الثبات ، وقد يكون معامل الثبات من هذه الطريقة سالباً .

ثانياً : تحليل تباين القياس المتكرر لمجموعتين أو أكثر :

إذا كانت البيانات التى تم جمعها عن مجموعتين أو أكثر وفى عدة قياسات متتالية ، مثل إجراء دراسة تجريبية على مجموعة واستخدام مجموعة أخرى ضابطة ، فإن تحليل البيانات هنا يشبه تحليل التباين الثنائى باستثناء تقسيم الخطأ إلى جزئين . ويكون أحد المتغيرين المستقلين هو المجموعات (تجريبية أو ضابطة) والمتغير الثانى هو فترات القياس (أكثر من فترتين) .

وإذا كانت فترات القياس فترتين فقط (قبلى وبعدى) لمجموعتين (تجريبية وضابطة) فإننا لا نستخدم تحليل تباين القياس المتكرر ، وإنما نجرى مقارنة بين متوسطى المجموعتين (التجريبية والضابطة) فى درجات القياس القبلى ، فإذا كانت المجموعتان غير مختلفتين بمعنى لم نتوصل إلى فرق دال ، فإن الخطوة التالية تكون بإجراء مقارنة بين متوسطى المجموعتين فى درجات القياس البعدى . أما إذا كانت

المجموعتان مختلفتين فى درجات القياس القبلى ، فإننا نجرى تحليل تغاير ANCOVA لعزل أثر القياس القبلى من القياس البعدى .

وإذا كانت فترات القياس فترتين (قبلى وبعدى) لعدة مجموعات فإننا نجرى مقارنة بين المجموعات فى القياس القبلى باستخدام تحليل التباين الأحادى ، فإذا كانت الفروق بين المجموعات غير دالة ، فإننا نجرى تحليل تباين أحادى بين المجموعات لدرجات القياس البعدى . أما إذا نتج من تحليل التباين الأحادى لدرجات القياس القبلى وجود فروق دالة بين المجموعات ، فيجب أن نجرى تحليل تغاير لعزل أثر القياس القبلى من القياس البعدى .

ولكن فى حالة تعدد فترات القياس (أكثر من فترتين) فإننا نستخدم تحليل تباين القياس المتكرر الموضح هنا .

وينقسم التباين الكلى فى تحليل القياس المتكرر لعدة مجموعات إلى عدة أقسام هى : تباين المجموعات ، وتباين الفترات ، وتباين التفاعل ، وتباين الخطأ . وحيث أن النموذج المستخدم هو عشوائى للأفراد ، ومحدد للمجموعات ، فإن هذا يؤدى إلى تقسيم تباين الخطأ إلى قسمين : أحدهما خطأ للمجموعات والثانى خطأ للفترات وتفاعل الفترات والمجموعات .

ويتم إتباع الخطوات التالية لإجراء تحليل تباين القياس المتكرر الثنائى :

١ - إيجاد مجموع درجات الأفراد (عبر فترات القياس) ، ومجموع درجات المجموعات ، ومجموع درجات الفترات ، والمجموع الكلى للدرجات (مـج س) ، ومجموع مربعاتها (مج $س^2$) .

٢ - حساب مجموع المربعات للدرجات ، ودرجات الحرية (ن - ١) .

٣ - حساب مجموع المربعات بين الأفراد ، ودرجات الحرية (~~N~~ - ١)

٤ - حساب مجموع مربعات المجموعات ، ودرجات الحرية ($ك_1$ - ١)

٥ - مجموع مربعات خطأ المجموعات = مجموع المربعات بين الأفـراد - مجموع مربعات المجموعات .

٦ - حساب مجموع مربعات الفترات ، درجات الحرية (ك٢ - ١)

٧ - حساب مجموع مربعات الخلايا (المجموعات × الفترات) واسـتخدامه فى حساب مجموع مربعات التفاعل (المجموعات × الفترات)

٨ - حساب مجموع مربعات الخطأ الثانى = مجمـوع المربعـات الكلـى - مجموع مربعات بين الأفراد - مجموع مربعات الفترات - مجموع مربعات التفاعل .

٩ - نضع البيانات السابقة فى جدول تحليل تباين القياس المتكرر ثـم نوجـد متوسط المربعات لكل قسم منها .

١٠ - نحسب قيمة (ف) للمجموعات بقسمة متوسط مربعاتها على متوسـط مربعات الخطأ الأول ، بينما قيمة (ف) للفترات والتفاعل فنستخدم معهمـا متوسـط مربعات الخطأ الثانى .

١١ - نقارن قيم (ف) المحسوبة بقيم (ف) الجدوليـة بـدرجات الحريـة المحددة ومستوى الدلالة المطلوب .

١٢ - إذا وجدت فروق دالة بين المجموعات ، وبين الفترات ، فإننا نجـرى اختبار للمقارنات المتعددة بين المتوسطات ، بإحدى طرق المقارنات المتعددة السـابق توضيحها .

مثال (٣) :

طبق برنامج لتعديل سلوك مجموعتين من التلاميذ (ذكور وإناث) ذوى النشاط الزائد ، وتم قياس السلوك العدوانى قبل وأثنـاء تطبيـق البرنـامج وبعـد إنتهائـه . وكانت البيانات كما يلى :

جدول (١١ – ٧)

تكرار قياس درجات السلوك العدواني لمجموعتين من التلاميذ

	قبل البرنامج		أثناء البرنامج		بعد البرنامج		المجموع	
ذكور	٦		١٠		٩		٣١	
	١٤		١٢		١٠		٣٦	
	١٧		١٤		١٢		٤٣	
	١٦		١٢		١١		٣٩	
	١٥	(٧٤)	١١	(٥٩)	١٢	(٥٤)	٣٨	١٨٧
إناث	١٤		١٠		٨		٣٢	
	١٤		١٠		٩		٣٣	
	١٢		٩		٨		٢٩	
	١٣		١٠		٩		٣٢	
	١٥	(٦٨)	١٢	(٥١)	١٠	(٤٤)	٣٧	١٦٣
	١٤٢		١١٠		٩٨		٣٥٠	

ولتحليل بيانات هذه الدراسة نقوم بجمع درجات كل فرد فـي المجمـوعتين ، وجمع الدرجات لكل خلية ، ودرجات كل فترة من فترات القياس . ثم نوجد المجمـوع الكلي (مج س = ٣٥٠)

ومجموع مربعات الدرجات (مج $س^{٢}$ = ٤٢٥٠)

$$\text{مجموع المربعات الكلي} = ٤٢٥٠ - \frac{(٣٥٠)^{٢}}{٣٠} = ١٦٦,٦٧$$

مجموع مربعات الأفراد =

$$\frac{(٣١)^{٢} + (٣٦)^{٢} + \ldots\ldots + (٣٧)^{٢}}{٣} - \frac{(٣٥٠)^{٢}}{٣٠} = ٥٦$$

مجموع مربعات النوع =

$$\frac{(١٨٧)^{٢}}{١٥} + \frac{(١٦٣)^{٢}}{١٥} - \frac{(٣٥٠)^{٢}}{٣٠} = ١٩,٢$$

مجموع مربعات الخطأ الأول = مجموع مربعات الأفراد – مجموع مربعات النوع

= ٥٦ – ١٩,٢ = ٣٦,٨

مجموع مربعات الفترات =

$$\frac{(١٤٢)^{٢} + (١١٠)^{٢} + (٩٨)^{٢}}{١٠} - \frac{(٣٥٠)^{٢}}{٣٠} = ١٠٣,٤٧$$

مجموع مربعات الخلايا (النوع × الفترات) =

$$\frac{(٧٤)^{٢}}{٥} + \frac{(٥٩)^{٢}}{٥} + ... + \frac{(٤٤)^{٢}}{٥} - \frac{(٣٥٠)^{٢}}{٣٠} = ١٢٣,٤٧$$

مجموع مربعات التفاعل (النوع × الفترات) = مجموع مربعات الخلايا – مجموع مربعات النوع – مجموع مربعات الفترات

= ١٢٣,٤٧ – ١٩,٢ – ١٠٣,٤٧

= ٠,٨

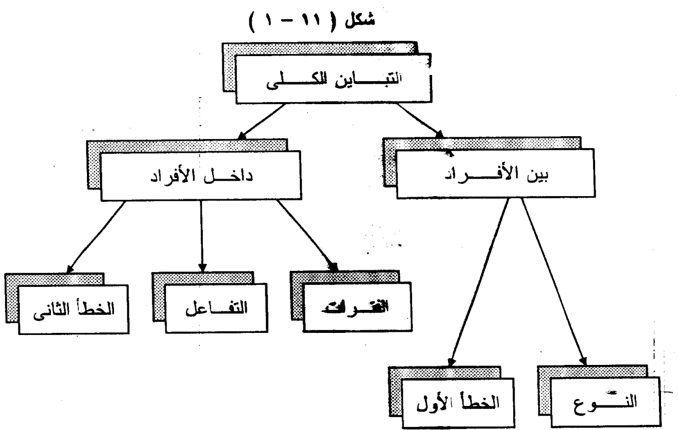
مجموع مربعات الخطأ الثانى = مجموع المربعات الكلى – مجموع مربعات الأفراد – مجموع مربعات الفترات – مجموع مربعات التفاعل

= ١٦٦,٦٧ – ٥٦ – ١٠٣,٤٧ – ٠,٨

= ٦,٤

ويفضل استخدام التخطيط التالى لتوزيع التباين الكلى إلـــى مكوناتـــه ، وذلـــك للإهتداء به فى إجراء التحليل .

شكل (١١ – ١)



ثم نضع مجموع المربعات الكلى وأقسامه المختلفة فى جدول تحليـــل تبـــاين لقيـــاس المتكرر الثنائى (جدول ١١ – ٨) وكذلك درجات الحرية لكل قســـم . ثـــم نحســـب متوسط مربعات الخطأ لكل منها .

جدول (١١ – ٨)

تحليل تباين القياس المتكرر الثنائى (النوع × الفترات) لدرجات السلوك العدوانى

مصـــدر التبـــاين	مجموع المربعات	د . ح	متوسط المربعات	ف	مستوى الدلالة
النوع	١٩,٢	١	١٩,٢	٤,١٧	غير دالة
الخطأ الأول	٣٦,[illegible]	٨	٤,٦		
الفترات	١٠٣,٤٧	٢	٥١,٧٤	١٢٩,٣٥	دالة عند
التفاعل	[illegible]	٢	٠,٤	١	غير دالة
الخطأ الثانى	٦,٤	١٦	٠,٤		
الكلى	١٦٦,٦٧	٢٩			

ونحسب أيضاً قيمة (ف) للنوع باستخدام الخطأ الأول ، وقيمتى (ف) للفترات والتفاعل باستخدام الخطأ الثانى . ونقارن قيم (ف) المحسوبة بالقيم الجدولية فينتج أن ف للنوع (٤,١٧) غير دالة وكذلك التفاعل غير دال ، بينما قيمة (ف) للفترات (١٢٩,٣٥) فهى دالة عند ٠,٠٠١ أو أقل .

ثم نجرى المقارنات المتعددة بين متوسطات الفترات باستخدام إحدى الطرق السابق ذكرها لمعرفة الفروق بين متوسطات الفترات حتى يمكن تفسير النتائج . وحيث أنه لا يوجد تفاعل دال فإن تفسير نتائج الفروق بين الفترات يتم على أساس نتائج الفروق بين المتوسطات .

حجم التأثير للفترات (ω^2) =

$$\frac{\text{مجموع مربعات الفترات} - (\text{ك} - ١)\ \text{متوسط مربعات الخطأ للفترات}}{\text{مجموع المربعات الكلى} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

$$= \frac{١٠٣,٤٧ - (٣ - ١) \times ٠,٤}{١٦٦,٦٧ + ٠,٤}$$

$$= ٠,٦١٥$$

ويعنى أن ٦١,٥% من تباين السلوك العدوانى يرجع إلى الفروق بين الفترات ، أو يرجع إلى فعالية البرنامج المستخدم (وهى نسبة عالية جداً) .

ثالثاً : تحليل تباين القياس المتكرر الثلاثى (الحلة الأولى)

إذا أجريت دراسة باستخدام متغيرين مستقلين بالإضافة إلى تكرار القياس فإن تحليل تباين القياس المتكرر يشبه تحليل التباين الثلاثى باستثناء تقسيم تباين الخطأ إلى جزئين كما سبق التوضيح فى حالة تحليل تباين القياس المتكرر الثنائى . ومن أمثلة دراسات هذا النوع إجراء دراسة على عدة مجموعات مختلفة فى مستوى التعليم وتتضمن الجنسين (ذكور وإناث) بالإضافة إلى فترات القياس وكذلك المتغير التابع .

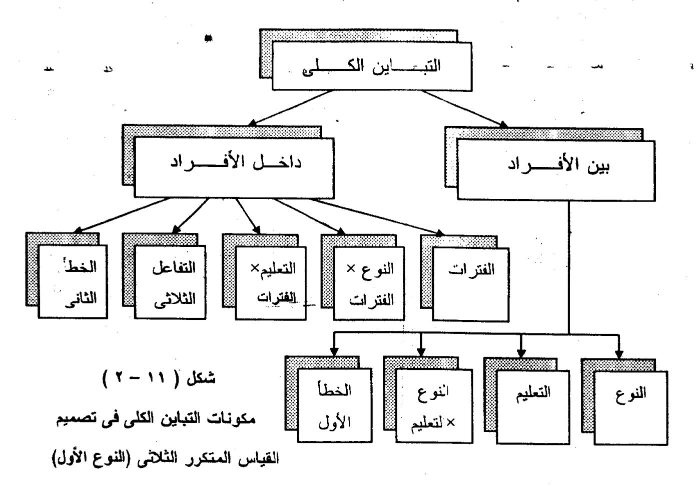
ويكون تكرار القياس هنا على المتغيرين المستقلين النوع والتعليم (Winer et al, 1991) – ويكون تصميم مثل هذه الدراسة كما يلى :

جدول (١١ – ٩)

تصميم القياس المتكرر الثلاثى (النوع الأول)

التعليم	النوع	الأفراد	فترات القياس			
			١	٢	٣	٤
تعليم ثانوى	ذكور	١				
		٢				
		٣				
		٤				
	إناث	٥				
		٦				
		٧				
		٨				
		٩				
تعليم عالى	ذكور	١٠				
		١١				
		١٢				
		١٣				
	إناث	١٤				
		١٥				
		١٦				
		١٧				
		١٨				

ويمكن تقسيم التباين الكلى إلى الأقسام التالية :



شكل (١١ - ٢)

مكونات التباين الكلى فى تصميم القياس المتكرر الثلاثى (النوع الأول)

ويتم إجراء تحليل تباين القياس المتكرر الثلاثى لبيانات التصميم السابق بحسب مكونات التباين الكلى . ويتم ذلك بحساب مجموع المربعات الكلى ويليه حساب مجموع مربعات كل مصدر من مصادر التباين وهى :

١ - بين الأفراد ، النوع ، ومستوى التعليم ، وتفاعل النوع × التعليم (ويحسب بإستخدام مجموع مربعات خلايا النوع × التعليم) ، ثم الخطأ الأول وتحسب مربعاته بإستخدام مجموع المربعات بين الأفراد .

٢ - الفترات ، وتفاعل النوع × الفترات (ويحسب بإستخدام مجموع مربعات خلايا النوع × الفترات) ، وتفاعل التعليم × الفترات (ويحسب بإستخدام مجموع مربعات خلايا التعليم × الفترات) ، والتفاعل الثلاثى (ويحسب بإستخدام مجموع مربعات الخلايا الثلاثية النوع × التعليم × الفترات) وأخيراً الخطأ الثانى ويحسب بإستخدام مجموع المربعات السابقة ومجموع مربعات داخل الأفراد .

وتوضع هذه المربعات ودرجات حريتها فى جدول تحليل تباين القياس المتكرر الثلاثى ، حيث يتم حساب متوسط المربعات بقسمة مجموع مربعات كل قسم على درجات حريته . ويستخدم متوسط مربعات الخطأ الأول فى حساب قيم (ف) لكل من النوع ، ومستوى التعليم ، والتفاعل بينهما .

بينما يستخدم الخطأ الثانى لحساب قيم (ف) للفترات وتفاعلاتها الثنائية مع النوع والتعليم ، وكذلك التفاعل الثلاثى (النوع × التعليم × الفترات) .

ومن الواضح أن تحليل تباين القياس المتكرر الثلاثى أكثر تعقيداً عن الثنائى ، ولذلك فإن مثل هذه التحليلات يمكن إجراؤها بإستخدام الحاسوب على أن نوضح للحاسوب كيفية حساب مجموع مربعات الخطأ ، خاصة فى الحالة الثانية التى نوضحها فيما بعد .

أما فى حالة تعدد المتغيرات المستقلة (أكثر من متغيرين مستقلين) مع تكرار القياس فإن أسلوب التحليل يعتمد على نفس الطريقة الموضحة مع إضافة متغيرات جديدة وتفاعلاتها ، أما تباين الخطأ فيظل قسمين فقط : الأول لإختبار الفروق بين مستويات كل متغير مستقل وتفاعلات المتغيرات المستقلة مع بعضها البعض ، والثانى لإختبار الفروق بين فترات القياس وتفاعلاتها مع المتغيرات المستقلة .

رابعاً : تحليل تباين القياس المتكرر الثلاثى (الحالة الثانية)

يعد هذا التصميم أكثر التصميمات تعقيداً ويحتاج إلى متخصص لتوضيح كيفية تحليل بياناته . فعند إجراء دراسة تتضمن متغيرين مستقلين مع فترات القياس ، ولكن تكرار القياس يكون على متغير مستقل واحد منهما بينما يكون المتغير المستقل الثانى ضمن الشروط التجريبية . ومثال ذلك إجراء دراسة على ثلاث مجموعات من العاملين بإحدى الهيئات ، حيث يتم تعرضها لمواقف وظيفية معينة (فى الأسبوع الأول لشهر ما وفى الأسبوع الأخير مثلاً) ويكون تكرار القياس مصاحب لكل موقف من الموقفين ، ويكون شكل التصميم كما يلى :

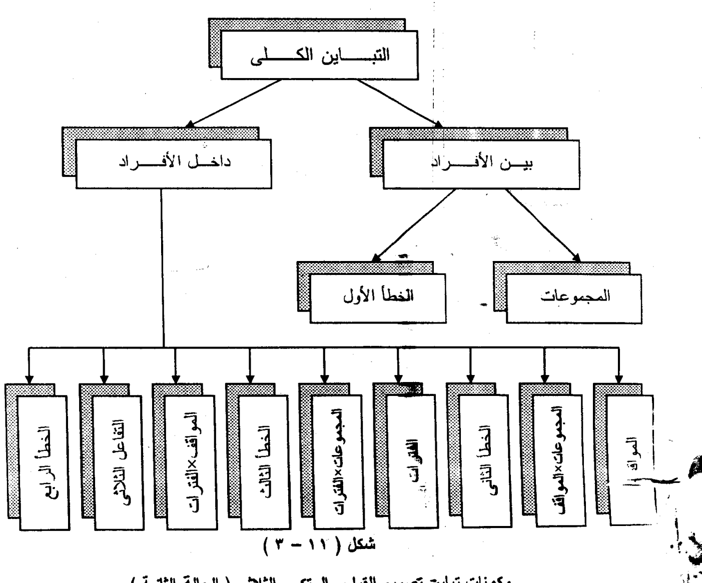
جدول (١٠ - ١١)

تصميم القياس المتكرر الثلاثى (الحالة الثانية)

التعليم	الأفراد	الموقف الوظيفى الأول فتـــرات القيــــاس				الموقف الوظيفى الثانى فتـــرات القيــــاس			
		١	٢	٣	٤	١	٢	٣	٤
تعليم ثانوى	١								
	٢								
	٣								
	٤								
	٥								
	٦								
	٧								
تعليم ثانوى	٨								
	٩								
	١٠								
	١١								
	١٢								
	١٣								
	١٤								
تعليم عالى	١٥								
	١٦								
	١٧								
	١٨								
	١٩								
	٢٠								

وينقسم التباين الكلى فى هذه الحالة إلى عدة أقسام مختلفة عن الحالة الأولى ، حيث يوجد أربعة أقسام لتباين الخطأ : الأول لإختبار الفروق بين مجموعات العـاملين ، والثانى لإختبار الفروق الوظيفية وتفاعلها مع المجموعات ، والثالث لإختبار الفروق بين فترات القياس وتفاعلها مع المجموعات ، أما الرابع فيستخدم لإختبار تفاعل الفترات مع المواقف ، والتفاعل الثلاثى (المجموعات × المواقف × الفترات) (Winer et al , ١٩٩١) . وهذه الأقسام المختلفة لتباين الخطأ تؤدى إلى زيادة تعقيد التحليل فى هذه الحالة ، مما يستدعى إجراء التحليل بإستخدام برامج Spss وإستشارة أحد خبراء الأحصاء بشرط أن يحدد المبرمج كيفية حساب أقسام الخطأ .

وينقسم التباين الكلى فى هذه الحالة إلى الأقسام التالية :



شكل (١١ – ٣)

مكونات تباين تصميم القياس المتكرر الثلاثى (الحالة الثانية)

وفى حالة استخدام أكثر من متغيرين مستقلين بالإضافة إلى المتغير المتضمن مع الفترات (مثل المواقف الوظيفية) فإن أسلوب تحليل البيانات يظل كما هو مع إضافة المتغيرات المستقلة إلى المصادر التى يستخدم معها الخطأ الأول بينما المتغير المتضمن (المواقف الوظيفية) وتفاعلاته مع المتغيرات المستقلة يضاف إلى مجموعة المصادر التى تستخدم الخطأ الثانى ، ومتغير فترات القياس وتفاعلاته مع المتغيرات المستقلة مع مجموعة الخطأ الثالث ، وأخيراً تفاعلات المتغير المتضمن مع الفترات وتفاعلات الدرجات الأعلى يستخدم معها الخطأ الرابع .

ومن الواضح أن تعقيد التحليلات الأحصائية هنا يزداد بزيادة المتغيرات المستقلة فى تصميمات القياس المتكرر . ولذلك فإن هذه التحليلات يتم إجراؤها بإستخدام برامج Spss . ولكن ننصح بأن تكون التصميمات البحثية أكثر بساطة مما سبق ذكره ، وإلا فإن الأسلوب المناسب للتحليل يتم تحديده بإستشارة أحد المتخصصين ، ويفضل إستخدام أساليب التحليل متعددة المتغيرات Multivariate .

تطبيقات على مقاييس العلاقة

مقاييس العــــلاقة

اقتصرت مناقشتنا بصفة أساسية حتى الآن على توزيع متغير واحد ، ولكننا كثيرا ما نهتم بدراسة درجة العلاقة الموجودة بين متغيرين (أو أكثر)٠ فمثلا ، حينما يدرس مدرس توزيع نسب ذكاء تلاميذه الجدد فى بداية العام الدراسى ، فانه يفعل ذلك مع ادراك ضمنى ، قل او كثر ، بأن علاقة ما توجد بين القدرة العقلية وبين التحصيل الأكاديمى ٠ وبطبيعـــة الحـــال ، يدرك المدرس الأكثر فطنة ، أن هذه العلاقة أبعد من أن تكون علاقة تامة ، وأن عددا لا يحصى من المتغيرات يدخل فى التنبؤ بالتحصيل الأكاديمى ٠ ولمثل هـــذه المشكلات ، ومجموعة أخرى يكثر ظهورها فى الكتابات التربوية ، قيمة عملية تطبيقية ٠ على أن مشكلات البحث التى يناسبها استخدام مقاييس العلاقة ليست مقصورة على الأنواع العملية من المشكلات ، اذ يمكن أن يهتم الباحث بالعلاقة القائمة بين متغيرين لاعتبار نظرى معين ٠ وفى هذه الحالة يسره أن يجد ارتباطا دالا ، رغم أنه قد لا يرغب فى عمل تنبؤات عن السلوك الفردى على أساس هذا الارتباط ٠ اذ بدلا من ذلك ، قد يتعمق العلاقة ببحث تجريبى بعد أن يكتشف وجودها ، فى محاولة لتمحيص خصــــائص المتغير ، تحت شروط أكثر دقة ٠

معامل الارتباط التتابعى (ر) :

حينما يكون الباحث مهتما بدرجة العلاقة الموجــــودة بين متغيرين مستمرين أو متتابعين وموزعين توزيعا اعتداليا فى جوهره ، فان معـــــامل الارتباط التتابعى الذى يرمز له بالحرف ر ، يعتبر أفضل المعاملات الاحصائية بالنسبة له ٠ ويمكن أن يحدد الارتباط التتابعى ر بأنه متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتقابلة ٠ وهو فى الصورة الرمزية :

$$ر = \frac{مج(ذ_س \times ذ_ص)}{ن} \qquad (٩)$$

وتتراوح قيمة ر بين العلاقة السالبة التامة (ر = ـ ١) أو العلاقة الموجبة التامة (ر = + ١) ، وبين عدم وجود علاقة على الاطلاق (ر =

صفر) . ولما كان من النادر جدا ان يصل ر الى الارتباط التام ، فقد يسأل الطالب ما هى قيمة معامل الارتباط التى يمكن اعتبارها كافية . الا ان هذا السؤال يتطلب فهم التفسيرات والافتراضات التى يقوم عليها هذا الأسلوب الاحصائى ، وسوف نرجئها حتى نعرض المشكلات الرئيسية .

حساب معامل الارتباط التتابعى : توجد مجموعة من المعادلات لحساب ر ، سوف تبدو كل منها شاقة الى حد ما بالنسبة للطالب المبتدىء . وسوف نحاول ان نوضح هنا ان هذه المعادلات جميعها مشتقة من التحديد الأساسى الموضح فى المعادلة (٩) . وتتضمن هذه الاشتقاقات علاقات معروفة للقارىء من قبل ، ويمكن تلخيصها حينما يكون ضروريا . ومع ذلك ، لكى يفهم الطالب الارتباط ، ينبغى عليه ان يولى هذا القسم اهتماما وتمعنا كبيرين .

يتضمن بسط المعادلة (٩) الدرجات المعيارية للمتغيرين « س » و « ص » . ومع أنه يمكن استخدام هذه المعادلة فى حساب ر ، الا ان حساب درجتين معياريتين لكل فرد عملية شاقة جدا . ومهما يكن فنحن نعرف من قبل ان ...

$$\text{ذ}_{\text{س}} = \frac{\text{س} - \text{م}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{س}}} \qquad \text{وان } \text{ذ}_{\text{ص}} = \frac{\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{ص}}}$$

وبالتعويض عن هذين الحدين فى المعادلة نحصل على :

$$\text{ر} = \frac{\text{مج}(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})(\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}})}{\text{ن}\,\text{ع}_{\text{س}}\,\text{ع}_{\text{ص}}}$$

$$\text{ر} = \frac{\text{مج}(\text{ح}_{\text{س}} \times \text{ح}_{\text{ص}})}{\text{ن}\,\text{ع}_{\text{س}}\,\text{ع}_{\text{ص}}} \qquad (١٠)$$

وبالتعويض عن $\text{ع}_{\text{س}}$ ، $\text{ع}_{\text{ص}}$ فى المقام بالقيم المعروفة سابقاً نحصل على :

$$ر = \frac{\text{مج}(ح_س \times ح_ص)}{\sqrt{\text{مج}\, ح^2_س \times \text{مج}\, ح^2_ص}}$$

حيث يمكن أن نرى :

$$\text{مج}\, ح_س\, ح_ص = \text{مج}\, س\, ص - \frac{\text{مج}\, س \times \text{مج}\, ص}{ن}$$

$$\text{مج}\, ح^2_س = \text{مج}\, س^2 - \frac{(\text{مج}\, س)^2}{ن}$$

$$\text{مج}\, ح^2_ص = \text{مج}\, ص^2 - \frac{(\text{مج}\, ص)^2}{ن}$$

وأخيرا ، بالاستفادة من العلاقات الموضحة سابقا ، نصل إلى المعادلة الشائعة الاستخدام لحساب ر من الدرجات الخام :

$$ر = \frac{\text{مج}\, س\, ص - \frac{\text{مج}\, س \times \text{مج}\, ص}{ن}}{\sqrt{\text{مج}\, س^2 - \frac{(\text{مج}\, س)^2}{ن}} \times \sqrt{\text{مج}\, ص^2 - \frac{(\text{مج}\, ص)^2}{ن}}} \qquad (١١)$$

وهى مجرد صورة أخرى من المعادلة (٩) ٠

على أن العمليات الحسابية التى تتطلبها المعادلة (١١) تصبح عقبة اذا لم يتيسر الحصـــول على آلة حاسبة ، لذلك ابتكرت طـــرق لحســـاب ر باستخدام درجات فرضية ، شبيهة بتلك التى استخدمت فى حساب الانحراف المعيارى والمتوسط ٠ والواقع أن التمحيص الدقيق للخطوات الموضوفة فيما

يلى سوف يوضح مباشرة أن حساب ر يتطلب عملية واحدة جديدة فقط ، وهى البسط مج س َ ص َ . ونقدم فيما يلى مثالا لمشكلة تستخدم بيانات حقيقية .

لقد سجل بالجدول رقم ٤ ، الذى يسمى بالتوزيع التكرارى المزدوج ، الدرجات التى حصل عليها ٩٢ طالبا فى المقياس اللفظى من اختبار القدرات العقلية الأولية ، وكذلك اداؤهم فى اختبار تحصيلى طبق عليهم بعد مضى ثلاث سنوات ونصف تقريبا . ومعادلة الدرجات الفرضية لحساب ر هى :

$$\text{ر} = \frac{\text{مج س}'\text{ص}' - \frac{\text{مج س}' \times \text{مج ص}'}{\text{ن}}}{\sqrt{\left(\text{مج س}'^{2} - \frac{(\text{مج س}')^{2}}{\text{ن}}\right)\left(\text{مج ص}'^{2} - \frac{(\text{مج ص}')^{2}}{\text{ن}}\right)}} \qquad (١١١)$$

وهى التى سنحسب لها القيم المطلوبة . نلاحظ ان الأعمدة من ١ الى ٤ فى هذا الجدول ، هى تلك التى نعرفها سابقا من مناقشتنا للانحراف المعيارى. وتستخدم هنا بنفس الطريقة بالضبط. ولكى نحسب قيمة البسط مج س َ ص َ نحتاج أولا الى تحديد القيم فى العمود ٥ والسطر ٥ . كل خلية فى هذا العمود هى مجموع قيم س َ الخاصة بقيمة ثابتة من ص َ ، وكل خلية فى هذا السطر هى مجموع قيم ص َ الخاصة بقيمة ثابتة من س َ . وعلى ذلك ، بالنسبة للقيمة ١٢ من ص َ مثلا ، يكون مجموع قيم س َ هو ١٣ + ١١ + ١٠ = ٣٤ . ومجموع قيم ص َ الخاصة بالقيمة ١١ من س َ يكون ١٢ + ٩ + ٥ = ٢٦ . أما خلايا كل من العمود السادس والسطر السادس ، فهى حاصل ضرب العمودين أو السطرين ٢ و ٥ ، ومجموعها يعطينا الحد المطلوب من المعادلة وهو مج س َ ص َ . وبالتعويض فى المعادلة (١١١) بهذه القيمة نحصل على :

جدول رقم (٤) التكرار المزدوج

الفئات	٥-٦	٧-٨	٩-١٠	١١-١٢	١٣-١٤	١٥-١٦	١٧-١٨	١٩-٢٠	٢١-٢٢	٢٣-٢٤	٢٥-٢٦	٢٧-٢٨	٢٩-٣٠	٣١-٣٢	(١) ك	(٢) ص'	(٣) ك ص'	(٤) ك ص'٢	(٥) مج ح'	(٦) مج ح'ص'
٨٥ - ٨٩													/		١	١٤	١٤	١٩٦	١٢	١٦٨
٨٠ - ٨٤										/			/		١	١٣	١١	٣٣٨	٢١	١٧٣
٧٥ - ٧٩											/	/		/	٣	١٢	٣٦	٤٣٢	٣٤	٤٠٨
٧٠ - ٧٤															٠	١١	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠
٦٥ - ٦٩							//				//				٤	١٠	٤٠	٤٠٠	٣٢	٣٢٠
٦٠ - ٦٤			/		/	//		/	/		/	/	/	/	١٠	٩	٩٠	٨١٠	٧٧	٦٩٣
٥٥ - ٥٩						//	//			/	/				٥	٨	٤٠	٣٢٠	٢١	١٦٨
٥٠ - ٥٤		/			/	/	/	/					/		٦	٧	٤٢	٢٩٤	٣٥	٢٤٥
٤٥ - ٤٩					/			//	/				/	//	٧	٦	٤٢	٢٥٢	١٤	٣٨٤
٤٠ - ٤٤			//	//	/	//	//	//	//			/			١١	٥	٧٠	٣٥٠	٢٧	٢٠٥
٣٥ - ٣٩		/	/	//	//		/	///	/						١٦	٤	٦٤	٢٥٦	٦١	٢٤٤
٣٠ - ٣٤	/		//	//	/	///	//		//						١٥	٣	٤٥	١٣٥	٢٧	١٠١
٢٥ - ٢٩	/	/	/				/	/							٧	٢	١٤	٢٨	١٦	١١
٢٠ - ٢٤		/													١	١	١	١	١	١
١٥ - ١٩															١	٠	٠	٠	٤	٠
(١) ك	٤	٥	٧	٧	١٠	١٢	١١	١١	٧	١	٥	٣	٥	١	٩٢		٥٢٤ مج ك ص'	٣٤١٩ مج ك ص'٢	٥١٢ مج ح'	٣٦٥٠ مج ح'ص'
(٢) ح'	٠	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣						
(٣) ك ح'	٠	٥	١٤	٢١	٤٠	٦٠	٦٦	٧٧	٥٦	٩	٥٠	٣٣	٦٠	٥١	٥١٣ مج ك ح'					
(٤) ك ح'٢	٠	٥	٢٨	٦٣	١٦٠	٣٠٠	٣٩٦	٥٣٩	٤٤٨	٨١	٥٠٠	٣٦٣	٧٢٠	٦٧٦	١٢٧٩٦ مج ك ح'٢					
(٥) مج ص'	١	١٨	١٦	٢٢	٤١	٦٦	٦٥	٥٦	٣٥	١٣	٤١	٢٦	٤٤	٢٢	٥٢٤					
(٦) مج ح'ص'		١٨	٣٢	٦٦	١٨١	٣٣٠	٣٩٠	٣١٢	٢٨٠	١١٧	٤١٠	٢٨٦	٥٨٨	٤٢٩	٣٦٥٠ مج ح'ص'					

التحصيل

$$ر = \frac{\text{٣٦٥٠} - \frac{\text{٥٤٣} \times \text{٥٢٤}}{\text{٩}}}{\sqrt{\left(\text{٤٢٧٩} - \frac{(\text{٥٤٣})^{\text{٢}}}{\text{٦٢}}\right)\left(\text{٣٨١٢} - \frac{(\text{٥٢٤})^{\text{٢}}}{\text{٩٢}}\right)}}$$

ر = ٥٨ر٠

تفسير معامل الارتباط :

لاحظ جالتون (Galton) حينما مثل بيانيا متوسطات الأعمدة فى توزيعه المزدوج ، أنها كونتخطوطا مستقيمة فى جوهرها ، سماها **بخطوط الانحدار** • ويمكن أن تعرف خطوط الانحدار بأنها معدل التغير الذى يحدث فى متغير ما ، تبعا لتغير متغير آخر • وهذا أحد التفسيرات الهامة لمعامل الارتباط ، وهو معدل التغير الذى نناقشه الآن •

معدل التغير : لم يؤد التمثيل البيانى لمتوســطات أعمــدة جالتون وصفوفه ، لسوء الحظ ، الى خط مستقيم تماما : واعتمدت درجة الاختلاف على أخطاء العينة وعلى مدى استقامة العلاقة الموجــودة بين المتغيرين • ولابد من افتراض هذا الشرط الأخير ، وهو الاستقامة ، عند استخدام معامل الارتباط التتابعى ؛ وتوجد مقاييس خاصة يمكن بواسطتها اختبار صدق هذا الافتراض (٣ : ٢٦٨ ـ ٢٧٥) • أما بالنسبة لذبذبات العينات ، فيجب أن تعالج بطريقة منتظمة ، حتى يمكن أن يكون هناك اتساق بين الباحثين فى تحديد خطوط الانحدار •

خط أفضل تطابق : يدل المنطق على أن أفضل المواضع لخطوط الانحدار ، هى تلك التى تجعل مجموع مربعات (مجـ ح^{٢}) الأخطاء (البواقى) حول الخطوط أقل ما يمكن • وبناء على افتراضنا لاستقامة الانحدار ، نعلم أن المعادلة الرئيسية لخطوط الانحدار تأخذ الصورة التالية :

س = ب ص + أ

ص = ب س + أ

حيث أن س أو ص = الدرجة المتنبأ بها •

ب = ميل خط الانحدار •

س أو ص = الدرجة التى نتنبأ منها ٠
أ = مقــــدار ثابت ٠

أو هى فى صورة وحدات الانحراف ، حيث لا تكون هناك حاجة للمقدار الثابت ، اذ أن بداية خطوط الانحدار تكون عند تقابل المحورين س ، ص :

$$\text{ص}^{\backprime} = \text{ب}\ \text{ح}_{\text{ص}} \qquad\qquad \text{ص}^{\backprime} = \text{ب}\ \text{ح}_{\text{س}}$$

والتى تحتاج أن نحسب لها معادلة تحديد مقدار ميل خط الانحدار ٠ تذكر أننا نريد أن يكون ميل هذا الخط بحيث يقلل أخطاء التنبــؤ الى الحـد الأدنى ٠ وهذا الاشتقاق يعتمد على حساب التفاضل والتكامل ويؤدى الى المعـــادلة :

$$\text{ب}_{\text{ص س}} = \text{ر} \frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}}} \qquad (١٢)$$

$$\text{ب}_{\text{س ص}} = \text{ر} \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{س}}} \qquad (١٢ أ)$$

وهى معادلة ميل خط س على ص ٠ وعن طريق المعالجة الجبرية البسيطة نستطيع كتابة المعادلتين (١٢) و (١٢ أ) فى صورة مألوفة للقارىء من قبل من حسابه لمعامل الارتباط :

بالتعويض فى المعادلة (١٢) بوضع القيمة التالية لمعامل الارتباط :

$$\text{ر} = \frac{\text{مج}\ \text{ح}_{\text{س}}\ \text{ح}_{\text{ص}}}{\text{ن}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$$

نحصــــل على :

$$ب_{س ص} = \frac{مجـ\ ح_س\ ح_ص}{ن\ ع_س\ ع_ص} \times \frac{ع_ص}{ع_س}$$

وبضرب الحدين ينتج :

$$\frac{مجـ\ ح_س\ ح_ص}{ن\ ع^{٢}_س}\ س\ \text{حيث}\ ع^{٢}_س = \frac{مجـ\ ح^{٢}_س}{ن}$$

وبالقسمة على ن ينتج :

$$ب_{س ص} = \frac{مجـ\ ح_س\ ح_ص\ س}{مجـ\ ح^{٢}_س}$$

وبنفس الطـــريقة :

$$ب_{س ص} = \frac{مجـ\ ح_س\ \ \ ح_ص\ ص}{مجـ\ ح^{٢}_ص}$$

وبالتعويض بالقيم المناسبة من مشكلة الجدول رقم ٤ ، نجد أن ميل خط ص على س هو ٥٢ر٠ وميل خط س على ص هو **٦٧و٠** (*) ٠

(*) بمراجعة العمليات الحسابية وجد ابدال فى ناتج المعادلتين فتم تصحيحـه (الترجمـــة)

$$\text{ب}_{\text{س ص}} = \frac{\text{مج ح}_\text{س}\text{ ح}_\text{ص}}{\text{مج ح}^2_\text{س}}\text{ س} = \frac{\text{مج س َص َ} - \dfrac{\text{مج س َ} \times \text{مج ص َ}}{\text{ن}}}{\text{مج س َ}^2 - \dfrac{(\text{مج س َ})^2}{\text{ن}}}\text{ س}$$

$$= \frac{\text{٥٥٧ر٢٦}}{\text{١٠٧٤ر١٢}}\text{ س} = \text{٥٢ر٠ س}$$

$$\text{ب}_{\text{ص س}} = \frac{\text{مج ح}_\text{س}\text{ ح}_\text{ص}}{\text{مج ح}^2_\text{ص}}\text{ ص} = \frac{\text{مج س َص َ} - \dfrac{\text{مج س َ} \times \text{مج ص َ}}{\text{ن}}}{\text{مج ص َ}^2 - \dfrac{(\text{مج ص َ})^2}{\text{ن}}}$$

$$= \frac{\text{٥٥٧ر٢٦}}{\text{٨٢٧ر٤٨}}\text{ ص} = \text{٦٧ر٠ ص}$$

وبمجرد تحديد ميل خطوط الانحدار ، يمكن أن نحدد النقط على سطح التخطيط المزدوج ، والتى يمكن بواسطتها رسم خطوط الانحدار الفردية • وكل نقطة من هذه النقط هى فى الواقع درجة متنبأ بها • ومعادلات التنبؤ فى صورة الدرجات الخام هى :

$$\text{ص} = \text{م}_\text{ص} + \text{ب}_{\text{ص س}}(\text{س} - \text{م}_\text{س})$$

$$\text{س} = \text{م}_\text{س} + \text{ب}_{\text{س ص}}(\text{ص} - \text{م}_\text{ص})$$

ويمكن تحديد كثير من أمثال هذه النقط فى الجدول رقم ٤ ، وكذلك رسم خطوط الانحدار • ولكى تفهم بدرجة أفضل مفهوم الانحدار ، يحسن أن تقوم بتوقيع عدد من هذه النقط بنفسك •

دقة التنبؤ : يجب أن يكون واضحا أنه سوف تحدث أخطاء عند التنبؤ بأى درجة ، فى تلك المواقف التى تكون الارتباطات فيها أقل من الواحد

الصحيح · وموضوع المناقشة فى هذا القسم هو حساب مقدار مثل هـذه الأخطاء المتوقعة ·

افرض أنه طلب منك التنبؤ بدرجة التحصيل الحسابى لطفل ، من معرفة درجته فى الاستعداد · ودعنا نتصور أيضا أن الارتباط بينهما صفر · أن أفضل تنبؤ تستطيع عمله فى مثل هذه الشروط ، هو متوسط درجات التحصيل حيث تساوى كمية التشتت ـ التى ترجع الى اخطاء التنبؤ ـ الانحراف المعيارى · ومع تزايد قيمة ر يقل الاعتماد على المتوسط ، وتقل أخطـــاء التنبؤ ، ويترتب على ذلك أن تقل درجة التشتت التى ترجع الى الخطـأ ، وحينما يصبح الارتباط تاما تنعدم أخطاء التنبؤ ·

ولما كنا نقيم تنبؤاتنا على أساس خط الانحدار ، فمن المنطقى أننـــا نستطيع تحديد مقدار الانحـــراف المتوقع (الخطأ) عن هذا الخـط ذى أفضل تطابق · ويسمى هذا العامل الاحصائى بالخطأ المعيارى للتقدير · وتستلزم هذه المعالجة توفر افتراضى : استقامة الانحدار ـ وهو أن التشتت حول خط الانحدار متساو فى جوهره (المصطلح الذى يصف هذا الشرط هو homoscedasticity) ، وأن توزيع الدرجات حول خطوط الانحدار توزيع اعتدالى · فاذا ما توفر هذان الافتراضان ، فانه يمكن أن نبين أن الخطأ المعيارى للتقدير الخاص بالتنبؤ بالدرجة ص من معرفة س هو :

$$ع_{ص\,س} = \sqrt{\frac{\text{مج}\,(ص - م_{ص})^{٢}}{ن - ٢}} \qquad (١٣)$$

$$ع_{ص\,س} = ع_{ص}\,\sqrt{١ - ر^{٢}}$$

وان الخطأ المعيارى للتقدير الخاص بالدرجة س من معـــرفة ص هـــو :

$$ع_{س\,ص} = \sqrt{\frac{\text{مج}\,(س - م_{س})^{٢}}{ن - ٢}} \qquad (١٣\text{أ})$$

$$ع_{س\,ص} = ع_{س}\,\sqrt{١ - ر^{٢}}$$

وبالنسبة للمشكلة المقدمة فى الجدول رقم ٤ . يكون $ع_{ص س}$ لدرجة ص المتنبأ بها :

$$ع_{ص س} = ١٦ر١٥ \sqrt{١ - (٥٨ر٠)^٢}$$

$$= ٢٨ر١٢$$

ويشبه تفسير الخطأ المعيارى للتقدير تفسير الانحراف المعيارى. فمثلا فى المشكلة الحالية ، اذا تنبأنا لدرجة ص بالقيمة ٦٦ر٤١ ، فان الدرجة الحقيقية فى الحدود ٦٦ر٤١ + ٢٨ر١٢ فى ٦٨ فى المائة من الحالات .

وثمة ملاحظة أخيرة تتعلق بالخطأ المعيارى للتقدير . من الملاحظ أن الحد $\sqrt{١ - ر^٢}$ فى المعادلتين (١٣) و (١٣ أ) يقلل مقدار الخطأ المعيارى. وكلما قوى الارتباط ، زاد النقص فى الخطأ المعيارى . ويسمى هذا الحد **بمعامل الاغتراب** ، وهو يلعب دورا مكملا فى تفسير معامل الارتباط . وثمة حقيقية هامة ، وهى أنه يلزم ر ماقيمته ٨٦٦ر٠ ، حتى يمكن أن يختزل خطأ التقدير الى النصف .

التباين : فى كثير من المشكلات الارتباطية ، نهتم بالدرجة التى ترتبط بها معرفة أداء شخص فى المتغير س بأدائه فى المتغير ص . وقد تبين فيما سبق أن أخطاء تحدث فى التنبؤ حينما يكون معامل الارتباط أقل من الواحد الصحيح . ويمكن أن ننظر الى مقدار التباين الكلى للمتغير المحك (ص) على أنه يتضمن الى جانب التباين $ع^٢_{ص س}$ غير المفسر ، **التباين** $ع^٢_{\bar{ص}}$ الذى يفسر من معرفة س . بقسمة مصدرى التباين على التباين الكلى ، مع افتراض استقامة الانحدار ، نحصل على :

$$\frac{ع^٢_{ص س}}{ع^٢_{ص}} + \frac{ع^٢_{\bar{ص}}}{ع^٢_{ص}} = ١ \qquad (١٤)$$

تذكر أن :

$$ع^٢_{ص س} = ع^٢_{ص} (١ - ر^٢)$$

التى

$$\frac{ع^{2}_{ص.س}}{ع^{2}_{ص}} = ١ - ر^{2}$$

وحينما نعوض بهذه القيمة فى المعادلة (١٤) نحصل على :

$$١ = \frac{ع^{2}_{\bar{ص}}}{ع^{2}_{ص}} + ١ - ر^{2}$$

$$ر^{2} = \frac{ع^{2}_{\bar{ص}}}{ع^{2}_{ص}} \qquad (١٥)$$

وفى عبارة لفظية ، بتربيع معامل الارتباط نحصل على نسبة التباين الكلى فى ص ، الذى يرجع الى التباين فى س • ففى المشكلة التى نعالجها الآن مثلا ، يسمح معامل الارتباط الذى تبلغ قيمته ٥٨ر٠ باستنتاج أن ٣٤ فى المائة من التباين فى اى من المتغيرين يفسر من معرفة المتغير الثانى • وهنا لابد من توخى الحذر فيما يتعلق بتفسيرات السبب والنتيجة• قد يبدو معقولا أن يقرر فى هذه المشكلة أن ٣٤ فى المائة من التباين الكلى فى إختبار التحصيل يرجع الى التباين فى المقياس اللفظى من اختبار القدرات العقلية الأولية • على أن هناك امكانية منطقية أخرى مساوية ، هى أن التباين فى القدرات اللفظية يرجع الى التباين فى درجة التحصيل • وثمة مصدر آخر للحرص فى اصدار التفسيرات السببية المتسرعة ، وهو امكانية ان يرد التباين فى كل من المتغيرين س و ص الى متغير ثالث آخر • ويجب على الطالب ان يفكر بعمق فى منطق مشكلته الارتباطية ، بدلا من ان يسيطر مقدار العامل الاحصائى على تفكيره ويوجهه •

مقاييس اخرى للعلاقة

قد يكون لدى الباحث فى بعض المواقف ، مبرر للشك فى أن متغيرا آخر يرتبط بالمتغيرين س و ص ، يؤثر فى قيمة معامل الارتباط التى يحصل عليها • فقد يحصل مثلا على ارتباط مرتفع ارتفاعا غريبا بين الاستعداد والتحصيل ، ويوحى اليه تمحيص العينة بأن العمر قد يكون العامل المسئول

عن ارتفاع قيمة ر ارتفاعا كاذبا • فى مثل هذه الحالة نحتاج الى معامل ارتباط تتابعى ، استبعد أو عزل منه اثر المتغير الثالث •

الارتباط الجزئى : اذا كان افتراض استقامة انحدار $س_{١}$ على $س_{٢}$ ، و $س_{٢}$ على $س_{٣}$ صحيحا ، فانه يمكن القول أن المعادلة (١٦) تعطينا معامل الارتباط المطلوب •

$$ر_{٢١٫٣} = \frac{ر_{٢١} - ر_{٣١} \times ر_{٢٢}}{\sqrt{١ - ر^{٢}_{٢١}}\ \sqrt{١ - ر^{٢}_{٢٢}}} \qquad (١٦)$$

وتقرأ $ر_{٢١٫٣}$ بالارتباط بين المتغيرين ١ و ٢ مع تثبيت أثر ٣ ، أى عزله • وليست المعادلة الحالية فى سهولة الفهم التى توحى بهـا الرموز المألوفة • اذ الواقع أن هذه المعادلة كما لو كانت تعبيرا عن درجتى $س_{١}$ و $س_{٢}$ لكل فرد ، فى صورة انحراف عن متوسط المتغير $س_{٣}$ ، أى أن اثر $س_{٣}$ لا يدخل فى العمليات الحسابية • فمثلا اذا كنا نهتم بالارتباط بين القدرة اللفظية والتحصيل مع عزل العمر ، فاننا نحتاج الى تحديد انحراف كل درجة فى القدرة اللفظية وكل درجة فى التحصيل ، عن متوسط مجمـوعة العمـر المختصة ، ثم نحسب ارتباط أزواج الانحرافات •

وواضح أن معامل الارتباط الجزئى الناتج يقل حينما يكون اثر $س_{٣}$ موجبا وكبيرا ، بينما يكون مساويا المقدار و $ر_{٢١}$ تقريبا ، اذا كان أثر $س_{٣}$ على $س_{١}$ ، و $س_{٢}$ ضئيلا • أما حينما تكون العلاقة بين $س_{٣}$ و $س_{١}$ أو $س_{٣}$ سالبة، فان معامل الارتباط الجزئى الناتج يكون أكبر من الارتباط الصفرى •

الارتباط المتعدد : راينا فيما سبق عند مناقشة الارتباط التتابعى أن القدرة اللفظية ، كما تقاس باختبار القدرات العقلية الأولية ، تقـوم بدور معقول نوعا ما فى التنبؤ بالأداء فى اختبار للتحصـيل • على أنه يمكن الحصول على تنبؤ أكثر دقة اذا ما استخدم مع القدرة اللفظية درجة اختبار آخر • والواقع أن صحة هذه الحقيقة مرهونة بشروط معينة ، يصعب توفيرها لسوء الحظ • ومهما يكن ، اذا تركنا هذه الشروط اللازمة جانبا الآن ، فان مشكلتنا أن نضع العوامل المتنبئة فى تجمع مع بعضها ، بحيث تقلل أخطاء التنبؤ بالأداء على المتغير المحك الى الحد الأدنى •

زيادة القدرة التنبؤية الى الحد الأقصى باعطاء أوزان أنسب • وتدل $\text{س}_{١}$ فى الرموز المستخدمة فى هذا العرض على المتغير المحك ؛ و $\text{س}_{٢}$ ، $\text{س}_{٣}$ ، •• ن ، على المتغيرات المتنبئة • وبتحديد المشكلة فى صورة رمزية :

$$\text{س} = \text{ب}_{٢}\,\text{س}_{٢} + \text{ب}_{٣}\,\text{س}_{٣} + \cdots \text{ب}_{\text{ن}}\,\text{س}_{\text{ن}} + ١$$

وفى وحدات الانحراف :

$$\text{س}'_{١} = \text{ب}_{٢}\text{ح}\,\text{س}_{٢} + \text{ب}'_{٣}\text{ح}\,\text{س}_{٣} + \cdots \text{ب}'_{\text{ن}}\,\text{ح}\,\text{س}_{\text{ن}}$$

وتمثل ب أو بَ فى هاتين المعادلتين الميل الذى يصنعه المسطح مع محوره الفردى • ويهمنا حاليا بالنسبة لمشكلة ذات متغيرات ثلاثة ، أن يحاول الطالب تصور مكعب يمر داخله مسطح بميل $\text{ب}_{٢}$ و $\text{ب}_{٣}$ وقاطعا المحورين $\text{س}_{٢}$ و $\text{س}_{٣}$ • ويمكن استخراج الميل المطلوب لهذا المسطح بسهولة اذا استخدمنا الدرجات المعيارية :

$$\text{ذ}_{١} = \text{بيتا}_{٢}\,\text{ذ}_{٢} + \text{بيتا}_{٣}\,\text{ذ}_{٣}$$

حيث القيمة بيتا تتحدد فى معناها مع ب أو بَ • وللحصول على الوزن الأنسب للدرجة ذ ٢ ،

$$\text{بيتا}_{٢} = \frac{\text{ر}_{١٢} - \text{ر}_{١٣} \times \text{ر}_{٢٣}}{١ - \text{ر}^{٢}_{٢٣}} \qquad (١٧)$$

وللدرجة $\text{ذ}_{٣}$

$$\text{بيتا}_{٣} = \frac{\text{ر}_{١٣} - \text{ر}_{١٢} \times \text{ر}_{٢٣}}{\text{ر} - \text{ر}^{٢}_{٢٣}} \qquad (١٧ أ)$$

وبهذه الحدود يمكن أن نحدد الآن $\text{ر}_{١.٢٣}$:

$$\text{ر}_{١.٢٣} = \sqrt{\text{بيتا}_{٢}\,\text{ر}_{١٢} + \text{بيتا}_{٣}\,\text{ر}_{١٣}} \qquad (١٨)$$

وتنطابق التفسيرات التى يسمح بها مع الارتباط المتعدد ر ١ . ٢٣ مع تلك التى يسمح بها مع الارتباط التتابعى • أما فيما يتعلق بدقة التنبؤ ، فان الخطأ المعيارى للتقدير الخاص بالدرجة المتنبأ بها هو :

$$\text{ع}_{١.٢٣} = \text{ع}_{١}\sqrt{١ - \text{ر}^{٢}_{١.٢٣}} \qquad (١٩)$$

ويساعد مثال عددى موجز فى ابراز جـــانب من المنطق الكامن وراء استخدام متغيرات متعددة فى التنبؤ · ونحن نذكر أنه وجـد ارتبـــاط بين القدرة اللفظية والتحصيل مقداره ٥٨ر٠ ؛ ولنفرض الآن انه كان يتعين علينا أن ندخل درجة القدرة الاستدلالية من نفس اختبار القدرات العقلية فى عملية التنبؤ بالتحصيل وأن الرموز المناسبة هى : $س_{١}$ = درجة التحصيل ، $س_{٢}$ = درجة القدرة اللفظية ، $س_{٣}$ = درجة القدرة الاستدلالية · وانه قد تم الحصول على الارتباطات الآتية :

$ر_{١٢}$ = ٥٨ر٠ $ر_{١٣}$ = ٣٦ر٠ $ر_{٢٣}$ = ٤٢ر٠

وفيما يلى حساب أوزان بيتا المطلوبة :

$$\text{بيتا}_{٢} = \frac{\text{٥٨ر٠} - \text{٣٦ر٠} \; (\text{٤٢ر٠})}{١ - (\text{٤٢ر٠})^{٢}} = \text{٥٢ر٠}$$

$$\text{بيتا}_{٣} = \frac{\text{٣٦ر٠} - \text{٥٨ر٠} \; (\text{٤٢ر٠})}{١ - (\text{٤٢ر٠})^{٢}} = \text{١٥ر٠}$$

وبمعرفة أوزان بيتا تكون قيمة $ر_{١،٢٣}$ هى :

$$ر_{١،٢٣} = \sqrt{\text{٥٢ر٠} \times \text{٥٨ر٠} + \text{١٥ر٠} \times \text{٣٦ر٠}}$$

$$= \text{٥٩ر٠}$$

ويبدو أن المجهود الاضافى ، لسوء الحظ ، لم يضف الا قليلا جدا الى قدرتنا على التنبؤ بالتحصيل · فلماذا ؟ يوحى فحص معاملات الارتباط بأن التداخل بين المتنبئين أكبر من العلاقة الموجودة بين $س_{١}$ و $س_{٣}$. اى أن $س_{٣}$ لا يفسر الا قليلا جدا ان وجد ، من التباين فى $س_{١}$ الذى لم يفسر من قبل بواسطة $س_{٢}$ · ولكن ، افترض أن $ر_{٢٣}$ كان ١٠ر٠ فقط · فى هـذه الحالة تكون بيتا$_{٢}$ ٥٥ر٠ وبيتا$_{٣}$ ٣٠ر٠ . ممـــا يؤدى الى ر قيمته ٦٥ر٠

وافتراض أن $ر_{١٣}$ = ٤٢ر٠ فى المشكلة الأولى ، فما هو اثر ذلك على $ر^{١}$ ٣٢،١؟ ولمـــاذا ؟

ويمكن حساب الارتباط المتعدد لأى عدد من المتغيرات المتنبئة • ومـــع ذلك فان الزيادة فىالدقة لاتكون عادة كبيرةبدرجة تكفى لتبرير الجهدالضخم الذى يستلزمه اضافة عدة متغيرات•فأساسا ، تعوق مشكلة تحديد أوزان بيتا حساب الارتباط المتعدد ، حينما يكون هناك اكثر من ثلاثة متغيرات ، اذ أن حسابها لا يتم بمثل السهولة التى تتم بها فى مشكلة المتغيرات الثلاثة ، طالما أنها تتطلب حل معادلات متآنية • (يستطيع الطالب أن يرجع الى ٣ : ١٧٨ ـ ١٨٥ ليجد شرحا لطريقة حسابها) • ومهما يكن ، فان التفسيرات تظل كما هى فى مشكلة المتغيرات الثلاثة •

ويعتمد تفسير الارتباط المتعدد واستـــخداماته على أهداف الباحث والمنطق الذى تقوم عليه المشكلة •على أن هناك عدة مزالق محتملة فىاستخدام الارتباط المتعدد • فمثلا ، افرض أن باحثا لديه عشر متنبئات ممكنة ، وقرر أن يستخدم فقط أولئك الخمسة الذين تكون ارتباطاتهم بالمتغير المحك أعلى الارتباطات • هذه الطرقة غير سليمة ، اذ يحتمل أن تكون قيم معـــاملات الارتباط الخمس قد حدثت بمجرد الصدفة ، بحث أن تكرار الدراسة على عينة مختلفة ، يحتمل أن يؤدى الى مجموعة أخرى من المتغيرات • لذلك ، فمن الضرورى أن تقنن أية معادلة تنبؤ متعدد تقنينا عرضـــيا على عينتين اضافيتين على الأقل ، فى محاولة لتحديد ثبات قيم بيتا واتساقها • وغالبا ما تكون هذه الخطوة مثبطة ، لأنه من العسير الحصول على هذا الثبات والاتساق • ومع ذلك ، فهذه الخطوة أساسية للحصول على ثقة حقيقية فى النتائج وتطبيقاتها •

الارتباط الثنائى : كثيرا ما يرغب الباحث ، أثناء اعداده لاختبار ما فى أن يحدد ما اذا كان بند معين يميز بين ذوى الدرجات المرتفعة وذوى الدرجات المنخفضة فى الاختبار ككل • أو بعبارة أخرى ، ما نريد معرفته هو درجة العلاقة بين الأداء فى بند معين والأداء فى الاختبار ككل• فاذا توفر افتراض أن هناك استمرار يكمن وراء الفصل بين المصيبين والمخطئين فى البند ، فانه يمكن استخدام الارتباط الثنائى رث لتقدير العلاقة ، اذ الراقم

ان الارتباط الثنائى هو تقدير للارتباط فى موقف يكون فيه أحـــد المتغيرين مستمرا ، بينما يكون الثانى مصنفا تصنيفا ثنائيا ، ومعادلة حساب الارتباط الثنائى هى :

$$ر_ث = \frac{م_ا - م_ب}{ع} \times \frac{ا \times ب}{ى} \qquad (٢٠)$$

حيث ان : $م_ا$ = متوسط المجموعة التى اجابت صوابا على البند ·

$م_ب$ = متوسط المجموعة التى اجابت خطأ على البند ·

ع = الانحراف المعيارى للتوزيع الكلى للدرجات ·

ا ، ب = نسبة الأفراد الذين اجابوا صوابا والذين اجابوا خطـأ على البند ·

ى = الارتفاع الصادى فى المنحنى الاعتدالى عند ا أو ب :

وبالاضافة الى افتراض الاستمرار الكامن فى المتغير المصنف ثنائيا ، يجب أن يتوافر فى بيانات الارتباط الثنائى الافتراضات العادية فى الارتباط التتابعى · ويمكن الحصول على تقدير جيد الى حد كبير للارتباط الثنائى ، اذا توفرت هذه الافتراضات ، واذا لم تكن النسبتان (ا و ب) اكثر تطرفا من ١٠ر٠ أو ٩٠ر٠

الارتباط الثنائى الأصيل : صمم الارتبــاط الثنــائى الأصيل ر ث ص لتلك المواقف التى يكون فيها افتراض الاستمرار الكامن فى المتغير المصنف ثنائيا غير صحيح · ويتطلب حساب معامل الارتباط الثنائى الأصـــيل المعادلة الآتية :

$$ر_{ث ص} = \frac{(م_ا - م_ب) \times \sqrt{ا \times ب}}{ع} \qquad (٢١)$$

ومعاملات الارتباط الثنائية الأصيلة تكون أصغر من الثنائية المناظرة ، ويحدث أقل فرق بينهما حينما تكون ا و ب ٥٠ر٠ · ويلزم فى الارتباط الثنائى

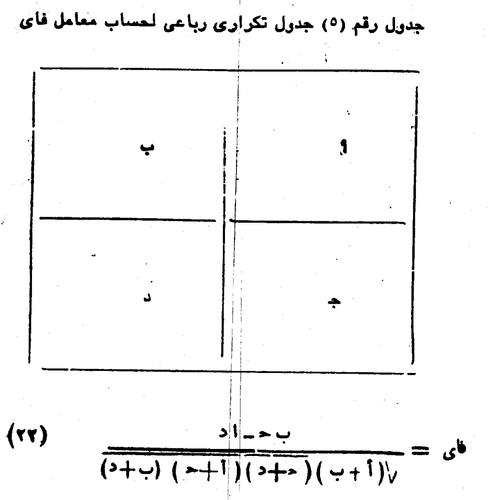
الأصيل توفر الافتراضات المتطلبة فى الارتباط الثنائى ، فيما عدا فرض الاستمرار ٠

الارتباط الرباعى : فى المناقشة الموجزة للارتباط الثنائى ، افترض أن أحد المتغيرين مستمر ، أما المتغير الثانى فرغم انه مصنف ثنائيا ، الا أن تصنيفه يكمن وراءه استمرار ٠ ويحدث فى بعض الأحيان أن يصنف المتغيران تصنيفا ثنائيا ، ويكون افتراض الاستمرار معقولا بالنسبة لكلا المتغيرين ٠ حينما يوجد هذا الموقف وتتوفر الافتراضات العادية لمعامل الارتباط التتابعى، فانه يمكن تقدير درجة العلاقة بواسطة معامل الارتباط الرباعى رب ٠

والمواقف التى يناسبها الارتباط الرباعى نادرة ٠ وبالاضافة الى ذلك يجب استخدام الارتباط التتابعى ، اذا كان ذلك ممكنا ، لأن أخطاء العينة المتضمنة فى الارتباط الرباعى أكبر من تلك المتضمنة فى الارتباط التتابعى ٠ ولذا فنحن نثق فى الارتباط التتابعى بدرجة أكبر من الارتباط الرباعى المحسوب من نفس البيانات ٠

معامل فاى : تذكر أن الارتباط الثنائى الأصيل ، لا يستلزم افتراض الاستمرار فى المتغير المصنف ٠ وقد صمم معامل فاى لتلك المواقف التى يكون فيها المتغيران مصنفين تصنيفا ثنائيا ، وحيث يفترض أنها نقط فى موقف لا يتضمن الاستمرار ٠ فمثلا ، قد يهتم فرد بمعرفة ما اذا كانت توجد علاقة بين بندين فى اختبار ما ، حيث يصحح البندان بتصنيف الاجابات الى فئتين صفر ، أو ١ ٠ ويمكن اعداد جدول تكرارى رباعى كما هو موضح فى الجدول رقم ٥ ، وتحسب الخلايا المناسبة ٠ ثم بالتعويض فى المعادلة (٢٢) ، يمكن الحصول على تقدير للعلاقة ٠ وأكثر استخدامات معامل فاى فى التحليل الاحصائى للاختبارات ٠

جدول رقم (٥) جدول تكرارى رباعى لحساب معامل فاى



أ	ب
جـ	د

$$\text{فاى} = \frac{\text{ب جـ} - \text{ا د}}{\sqrt{(\text{أ}+\text{ب})(\text{جـ}+\text{د})(\text{أ}+\text{جـ})(\text{ب}+\text{د})}} \qquad (٢٢)$$

نسبة الارتباط ايتا : تعتبر استقامة الانحدار احد الافتراضات الرئيسية التى يقوم عليها استخدام الأساليب الارتباطية التى وصفت سابقا · وييسر خط المربعات الصغرى أفضل تقدير للدرجات المتنبأ بها ، حتى لو انحرفت متوسطات العمود (السطر) قليلا عن هذا الخط · اذ الواقع اننا نرد مثل هذه الانحرافات الى أخطاء الصدفة · على انه اذا كان فرد مهتما بالارتباط بين سرعة الاستجابة والعمر الزمنى مثلا ، حيث يؤخذ العمر على مدى كبير، فمن المحتمل الا تقترب متوسطات المصفوفة من الخط المستقيم · وفى هذا الموقف ، يفشل استخدام خطوط الانحدار المستمدة من افتراض الاستقامة ، فى اعطاء تقدير صادق لدرجة الارتباط الموجودة بين المتغيرين ، وبدلا من استخدام خطوط الانحدار ، تستخدم متوسطات المصفوفات ، وتشتق الأخطاء المعيارية للتقدير من المتوسطات ·

وفى حساب نسبة الارتباطايتا (ن ر) . لا يكون افتراض تســـاوى أخطاء التقدير لكلا المتغيرين صحيحا · ولذلك لابد من حساب نسبتى ارتباط ،

احداهما تصف علاقة س بــ ص ، والأخرى تصف علاقة ص بــ س . وتوضح المعادلة (٢٣) مربع نسبة الارتباط التى تصف التنبؤ بــ س من ص ، والمعادلة (٢٣ أ) مربع نسبة الارتباط للتنبؤ بــ ص عن س .

$$\text{ن}\,ر^2_{\text{س ص}} = 1 - \frac{ع^2_{\text{ص س}}}{ع^2_{\text{س}}} \qquad (٢٣)$$

$$\text{ن}\,ر^2_{\text{ص س}} = 1 - \frac{ع^2_{\text{س ص}}}{ع^2_{\text{ص}}} \qquad (٢٣\ أ)$$

ويمكن أن نرى من هاتين المعادلتين أن مربع نسبة الارتباط يتحدد بأنه نسبة تباين متوسط كل عمود حول المتوسط العام لكل الأعمدة الى التباين العـــام .

ولعل المناقشة الحالية المختصرة توحى للقارىء بأهمية تحـــديد نوع العلاقات الموجودة بين المتغيرات موضوع الدراســـة ، هل هى مستقيمة أم غير مستقيمة . وربما كانت أيسر طريقة لذلك ، هى أن تمثل البيانات على توزيع مزدوج . على أنه توجد أساليب احصائية أكثر دقة لتحديد ما اذا كان الانحراف عن الاستقامة أكبر من الصدفة أم لا (٢ : ٢٦٨ ــ ٢٧٥) .

طرق ارتبـــاط الرتب

كثيرا ما يتعذر فى البحث التربوى ، أن نحصل على درجات فى ســـمة أو أكثر من السمات المدروسة ، بينما يكون ممكنا ترتيب السمات فى رتب . فاذا أمكن ذلك ، يمكن تطبيق احدى طرق ارتباط الرتب المتعددة (٣) .

معامل ارتباط الرتب لسبيرمان : اخترنا طريقة ارتباط فروق الرتب لسبيرمان كمثال لطرق ارتباط الرتب ، وتحددها المعادلة (٢٤) :

$$ر_{\text{ق}} = 1 - \frac{6\,\text{مج}\,\text{ق}^2}{\text{ن}(\text{ن}^2 - 1)} \qquad (٢٤)$$

والجزء الوحيد الجديد فى هذه المعادلة هو ق ، وهو الفرق بين رتبتى الفرد فى المتغيرين · وبيانات الجدول رقم ٦ رتب مبنية على درجات حصل عليها ثلاثة عشر طالبا فى مقرر لعلم نفس الطفل ·

جدول رقم ٦ : ارتباط الرتب للاداء فى اختبارين فى علم نفس الطفل*

الطالب	س١	س٢	الرتبة ١	الرتبة ٢	ق	ق٢
	٢٠	٣٥	٥ر٧	٠ر١١	— ٥ر٣	٢٥ر١٢
ب	١٧	٣٣	٥ر٣	٠ر٣	٥ر	٢٥ر
جـ	١٠	١٨	٠ر١	٥ر١	— ٥ر	٢٥ر
د	١١	٢٨	٠ر٢	٥ر١	٥ر	٢٥ر
هـ	٣٧	٦٠	٥ر١٣	٥ر١٣	— ٥ر	٢٥ر
و	١٩	٥٢	٠ر٦	٠ر١٠	— ٠ر٤	٠٥ر١٦
	٢٠	٤٧	٥ر٧	٠ر٧	٥ر	٢٥ر
	٢٤	٤٠	٥ر١٠	٠ر٤	٥ر٦	٢٥ر٤٢
ط	٢٧	٤٤	٥ر١٢	٠ر٦	٥ر٦	٢٥ر٤٢
ى	١٨	٤٣	٠ر٥	٠ر٥	٠ر٠	٠٠ر٠
	٢١	٥٤	٠ر٩	٠ر١٢	— ٠ر٣	٠٠ر٩
ل	٢٤	٥١	٥ر١٠	٠ر٩	٥ر١	٢٥ر٢
م	١٧	٤٨	٥ر٣	٠ر٨	— ٥ر٤	٢٥ر٢٠
					٠٠٠٠	٥ر١٤٥

★ هذه درجات الأخطاء ، ولذلك تدل الدرجة المنخفضة على أداء جيد ·

وبالتعويض فى المعادلة (٢٤) نحصل على :

$$\text{رت} = 1 - \frac{6\ (145.50)}{13\ (169 - 1)}$$

$$= 1 - 0.40$$

$$= 0.60$$

لاحظ أن المجموع الجبرى للفروق بين الرتب صفر ، وهو بذلك يوفر مراجعة للعمليات الحسابية · ويشبه معامل ارتباط الرتب ٦٠ر٠ فى معناه ومقداره معامل الارتباط التتابعى ، رغم أن معامل ارتباط الرتب يكون عادة أصغر قليلا · ومع أن تفسير معامل ارتباط الرتب والارتباط التتابعى متشابه ، الا أن ارتباط الرتب ليس له ما للارتباط التتابعى من خصائص رياضية ، ومن ثم فهو محدود فى استخدامه ·

وليس من المحتم أن تشتق بيانات الرتب من الدرجات ، فترتيبات الحكام أيضا ممكنة · وفى كلتا الحالتين سوف تنشأ مشكلة ، حيثما يبدو متعذرا التمييز بين شخصين أو أكثر · فاذا ما حدثت مثل هذه التجمعات فى عملية الترتيب ، فان الطريقة المثلى أن نأخذ متوسط الرتب المتتالية المتضمنة · فمثلا فى حالة المفحوصين أ ، ز فى الاختبار الأول الرتبة ٥ر٧ هى متوسط الرتبتين ٧ ، ٨ · والتجمع الثلاثى فى الرتبة ٦ مثلا يكون ٦ + ٧ + ٨ ÷ ٣ أو ٧، ويميل العدد الكبير من التجمعات الى تحريف قيمة معامل ارتباط الرتب ، على أنه توجد طرق لتصحيح هذا الأثر (١ : ٢٥ ــ ٣٦) ·

ويستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان غالبا فى تلك المواقف التى يكون فيها ن ، أى عدد الأزواج ، أقل من ٣٠ · ورغم أنه لا يمكن أن يستخدم كبديل للارتباط التتابعى فى التحديد الرياضى لدقة التنبؤ أو تحديد خط أفضل تطابق أو التباين ، الا أنه يمدنا بتقدير مناسب لمعامل الارتباط التتابعى ·

مراجع الفصل الثالث عشر

1. Kendall, M., **Rank Correlation Methods**, 2d. ed. London: Charles Griffin & Co., Ltd., 1948.

2. McNemar, Q., **Psychological Statistics**. New York : John Wiley and Sons, Inc., 1955.

3. Stevens, S.S. (ed.), **Handbook of Experimental Psychology.** New York : John Wiley & Sons Inc., 1951, chap. 1.

الاحصـــاء الاســتدلالى

(كتبه وليم ج · ماير)

تناولنا فى الفصل السابق الطرق المتبعة فى وصف خواص العينة · ولكن الباحث يهتم ـ فيما يتعلق بمعظم أهداف البحث ان لم يكن جميعها ـ بامكان تعميم بياناته على غير عينته المباشرة · أو بعبارة أخرى ، لا يشتق الباحث استدلالات من بيانات العينة عن المجتمع الاصل ، مؤكدا أن جميع أعضاء هذا المجتمع يتفقون تماما مع العينة ، وانما يؤكد بصفة عامة ، أن جميع أعضاء المجتمع الأصل سوف يشبهون العينة ، كما فى حالة المتوسط والانحراف المعيارى · وتختص المشكلات التى يعالجها الفصــل الحـالى أساسا ، بمدى صحة هذه الاستدلالات من العينات عن المجتمع الأصل ، وبدرجة الخطأ التى يمكن توقعها عند تقرير مثل هذه الاستدلالات ·

نظـرية العينات

على افتراض أن دراسة معينة ، تهدف الى استنتاج استدلالات من النوع الذى أوضحناه سابقا ، فانها لابد أن تراعى عدة مشكلات نظرية هامة· فاذا كانت الدراسة تشمل جميع أعضاء مجتمع أصل معين (عالم ، تجمع) ـ محددين بأنهم جميع الأعضاء الذين ينتمون الى جماعة معينة ـ فليس ثمة حاجة لاستدلالات احصائية · لأن متوسط هذه الجمـاعة سيكون مقيــاس المجتمع ، أى يكون هو نفسه متوسط المجتمع الأصل (١) · الا انه يستحيل عادة الحصول على جميع أفراد المجتمع الأصل ، ومن ثم يضطر الباحث لأن يشتق **عينات عشوائية** من هذا المجتمع ، وعلى أساس هذه العينات ، يقدر مقياس المجتمع الأصل · لذلك تلعب العينات وطرق اشتقاقها دورا هاما فى البحث والتحليل الاحصائى · والعينة العشوائية ، هى تلك التى يكون لكل عضو من أعضاء مجتمع أصل معين فرصة مساوية لأن يقع عليه الاختيار فيها·

---

(١) هذه العبارة غير صحيحة فنيا ، وذلك لان وجود عدم الثبات فى وسـيلة القياس والتباين بين الفرد ونفسه ·· الخ ، يؤثر فى المتوسط ·

ودون أن يؤثر اختيار عضو فى اختيار عضو آخر بأى صورة من الصور

الخطأ المعيارى للمقياس :

بعد اشتقاق عينة عشوائية وحساب المقاييس الوصفية المطلوبة ، يمكن أن نحدد ثبات مقياس العينة الذى حصلنا عليه ، أى مدى دقته فى تقدير مقياس المجتمع الأصل (١) · وهنا ينصب السؤال الأساسى على مقدار التذبذب المتوقع للمقياس من عينة لأخرى ، والذى يعتمد على عوامل معينـــة مثل : حجـم العينــة (كلمـا كبـرت العينـة قـل التـذبذب) ، والمقيـــاس المستخدم (المتوسط أكثر مقاييس النزعة المركزية ثبـاتا) ، ودرجة تشتت السمة المقاسة فى المجتمع الأصل (كلما زاد الاختـــلاف بين الأفراد زادت احتمالات وجود حالات متطرفة فى أى عينة) · ويسمى مقدار تذبذب أو تشتت مقياس العينة ، بالخطأ المعيارى للمقياس · وهو فى الواقع الانحراف المعيارى لتوزيع المقياس فى العينات ·

الخطأ المعيارى للنسبةوالتكرار : تكمن احدى صعوبات فهم مفهـوم الخطأ المعيارى فى أنه يستحيل فى معظم الحالات ملاحظة توزيع المقيـــاس ملاحظة مباشرة · على أن الأمر ليس كذلك فيما يختص بالنسب والتكرارات، وذلك لأنه ـ على أساس معرفة مجتمع القيم الخاصة بالنسبة وعدد الملاحظات المتضمنة فى العينة ـ يمكن وصف التوزيع التكرارى المتوقع بواسطة التوزيع ذى الحدين · فمثلا فى تجربة قذف قطعة العملة ، تساوى ط نسبة الصور المتوقعة بالصدفة ٥٠ر٠ وتساوى ق نسبة الكتابة المتوقعة بالصدفة ٥٠ر٠ أيضاً حيث ط + ق = ١٠ وبتحديد عينة واحدة من خمس رميات للعملة ، يكـــون التوزيع ذو الحـــدين الناتج (ط + ق) ن :

---

(١) يجب أن يضع الطالب نصب عينيه أن الطرق والنظرية التى نصفها فيما يلى محدودة بمدى دقة الطرق الاصلية فى اختيار العينة والمنهج المستخدم وخلوهما من الاخطاء · فالاساليب الاحصائية لا يمكنها بحال من الاحوال أن تتلافى عيوب المنهـج والتخطيط الضعيفين ·

$$\left(\tfrac{1}{2}+\tfrac{1}{2}\right)^{5}=\left(\tfrac{1}{2}\right)^{5}+5\left(\tfrac{1}{2}\right)^{4}\left(\tfrac{1}{2}\right)$$

$$+\frac{5\times4}{1\times2}\left(\tfrac{1}{2}\right)^{3}\left(\tfrac{1}{2}\right)^{2}+\frac{5\times4\times3}{1\times2\times3}\left(\tfrac{1}{2}\right)^{2}\left(\tfrac{1}{2}\right)^{3}$$

$$+\frac{5\times4\times3\times2}{1\times2\times3\times4}\left(\tfrac{1}{2}\right)\left(\tfrac{1}{2}\right)^{4}+\frac{5\times4\times3\times2\times1}{1\times2\times3\times4\times5}\left(\tfrac{1}{2}\right)^{5}=1$$

$$=\tfrac{1}{32}+\tfrac{5}{32}+\tfrac{10}{32}+\tfrac{10}{32}+\tfrac{5}{32}+\tfrac{1}{32}=1$$

الذى هو تكرار حدوث جميع الحالات الممكنة . ويوضح الجدول رقم (٧) التكرار النظرى الذى تحدث به خمس صور فى خمس رميات للعملة ، وكذلك التكرار الذى تحدث به أربع صـور ، .. الخ . ويختص العمودان الباقيان بحساب المتوسط والانحراف المعيارى للتوزيع . ويجب أن يكون واضحا بالنسبة للانحراف المعيارى ، أن قيمـة الخطأ المعيـارى للمقياس (التكرار) فى حالة بيانات الجدول رقم ٧ ، هى نفسها الخطـأ المعيارى للمجتمع الأصل ، وذلك لأن جميع قيم العينة الممكنة مع تكرار حـدوثها موجودة فى التوزيع . ويلاحظ أننا استخدمنا الرمز ع^٨ هنا بدلا من ع ليدل على حقيقة أن التشتت حول متوسط المجتمع الأصل ، لا متوسط العينة. كذلك المتوسط فى هذه الحالة هو متوسط المجتمع ورمزه م^٨ . واذا زاد حجم العينة يمكن أن تصبح العمليات الحسابية اللازمة لتحليل بيانات الجدول رقم (٧) بالغة الصعوبة . الا أنه قد ثبت لحسن الحظ ، أن المتوسط والانحراف المعيارى يمكن حسابهما مباشرة بالتعويض فى المعادلتين (١) و (٢) بالقيـم المناسبة :

جدول رقم (٧) التوزيع التكرارى النظرى لخمس رميات لقطعة من العملة

(١)	(٢)	(٣)	(٤)
س	ت	ت س	ت س^{2}
٥	١	٥	٢٥
٤	٥	٢٠	٨٠
٣	١٠	٣٠	٩٠
٢	١٠	٢٠	٤٠
١	٥	٥	٥
٠	١	٠	٠
	٣٢	٨٠	٢٤٠

$$\text{م}_{\text{ت}} = \frac{\text{مجـ ت س}}{\text{ن}} = \frac{٨٠}{٣٢} = ٢٫٥٠$$

$$\text{ع}_{\text{ت}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ت س} - \frac{(\text{مجـ ت س})^{2}}{\text{ن}}}{\text{ن}}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٤٠ - \frac{(٨٠)^{2}}{٤٢}}{٣٢}}$$

$$= ١٫١١$$

م َت = ن ط

= ٥ × ½ = ٥ر٢ (١)

حيث أن ن هى حجم العينة وط نسبة مرات النجاح

ع ت = $\sqrt{ن ط ق}$

= $\sqrt{٥ × ½ × ½}$ (٢)

= ١١ر١

حيث أن ق هى نسبة الفشل (ظهور الكتابة) ٠

ويمكن ايضا حساب متوسط النسبة والخطا المعيارى لها ، بالاستفادة من هذه العلاقات التى وصفت للتكرارات ٠

م طَ = $\frac{ن ط}{ن}$ = $\frac{٥ × ½}{٥}$ = ٥ر٠ (١أ)

ع ط = $\sqrt{\frac{ط ق}{ن}}$ = $\sqrt{\frac{½ × ½}{٥}}$ = ٢٢٣ر٠ (٢أ)

الخطا المعيارى للمتوسط : ومشكلتنا مع المتوسط ـ كما كان الحال مع التكرار والنسبة ـ ان نضع طريقة نستطيع بها تحديد الانحراف المعيـــارى لتوزيع المتوسطات ٠ ينبغى أن نتذكر أننا فى كل مرة نحسب فيها مقياسا لعينة ما ، انما نقدر مقياس المجتمع الأصل ٠ فاذا اشتقت عينات متتابعة بنفس الحجم ن من نفس المجتمع الأصل ، فان الانحراف المعيارى لتوزيع المتوسطات الناتجة يمكن حسابه بالتعويض فى المعادلة (٣) :

ع م = $\frac{ع}{\sqrt{ن}}$ (٣)

حيث أن ع = تقدير غير متحيز للانحراف المعيارى للمجتمع الأصل
ن = حجم العينة ·

ويسمى بالخطأ المعيارى للمتوسط ، ويلاحظ فى المعادله (٣) أن الانحراف المعيارى تقدير لمقياس المجتمع الأصل ، اذ ان الانحرافات تحسب من متوسط العينة · ولنفس السبب ايضا ، يمكن أن يكون الخطأ المعيارى مجرد تقدير للتشتت بين متوسطات العينات · لذلك ، فمن الضرورى أن نحصل على أفضل تقدير للانحراف المعيارى للمجتمع الأصل ·

ويدل فحص المعادلة (٣) على اتساقها مع مناقشتنا السابقة للعوامل التى تؤثر فى مقدار الخطأ المعيارى · فمع ثبات حجم العينة ، من الواضح أنه كلما زاد التشتت بين الأفراد زاد التشتت بين متوسطات العينات ، وزاد بالتالى الخطأ المعيارى · وهذا منطقى تماما اذ أنه كلما زاد مقدار الانحرافات عن المتوسط ، زادت فرص تأثيرها على قيمة متوسط العينة · كما يدل حد المقام على أنه كلما زاد حجم العينة قل تشتت متوسطات العينات المتتابعة · وهذا واضح لأن العينات الكبيرة تشمل عددا أكبر من أعضاء المجتمع الأصل ، بينما تسمح العينات الصغيرة بوجود أخطاء أكبر فى العينات ·

الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط التتابعى : يمثل الارتباط الذى نحصل عليه بين متغيرين ، والمستمد من عينة معينة ، تقديرا لمقدار الارتباط فى المجتمع الأصل · وتتشتت العينات المتتابعة ، والمشتقة من نفس المجتمع وبنفس الحجم ن ، حول هذا المقياس للمجتمع الأصل · على أنه ليس من اليسير اشتقاق تقديرات لدرجة تشتت معاملات الارتباط ، حيث أن توزيع المعاملات الناتج قد يكون بعيدا جدا عن الاعتدال ، نتيجة لحجم العينة ومقدار الارتباط فى المجتمع الأصل · فاذا لم يكن عدد الأفراد كبيرا (على الأقل ٣٠) ، وقيمة الارتباط فى المجتمع ٥٠ر٠ فاقل ، فان توزيع العينة يكون ملتويا · أما اذا توفر هذان الشرطان ، فيمكن أن نقدر الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط التتابعى بالمعادلة (٤) ·

$$ع_ر = \frac{١}{\sqrt{ن - ١}} \qquad (٤)$$

واذا لم يتوفر أحد هـــذين الشرطين او كلاهما ، فلابد من استخدام معادلة بديلة تقلل من آثار الالتواء ۰ ولكى نفهم هذه المعادلة ، يجب اولا أن نفهم أسباب التواء توزيع معاملات الارتباط حول الارتباط الكبير للمجتمع الأصل ۰ تستند القضية اساسا على حقيقة أن معامل الارتباط التتابعى له حد أعلى معين ، ومن ثم فان قيم العينات الممكنة بالنسبة لارتباط قدره ٩٠ر٠ ، يمكن أن تمتد الى أسفل حتى القيم السالبة ، ولكنها تمتد الى اعلى حتى الواحد الصحيح فقط ۰ وواضح انه مع هذا الحد الأعلى الثابت ، تتكدس ارتباطات العينات المتتابعة أعلى فيما بين ٩٠ر٠ والواحد الصحيح ، ومن ثم تنتج توزيعا ملتويا التواء موجبا ۰ المشكلة اذن هى ان نجعل التوزيع اعتداليا بتحويله الى صورة تصبح معها القيم الناتجة اعتدالية فى جوهرها ۰ وقد قام الأستاذ فيشر (R.A. Fisher) بهذه الخدمة القيمة ، بتقديم ما يعــرف بتحويل ر الى المقابل ز ، وهو موجود بالجدول رقم ب (ملحق ١) ۰ والخطأ المعيارى للمقابل ز هو :

$$ع_ز = \frac{١}{\sqrt{ن - ٣}} \qquad (٥)$$

اختبار صدق الفــروض

نحن الآن على استعداد لمعالجة تطبيقات الخطأ المعيارى المتعددة ، بعد استكشافنا لمعناه ۰ وينصب اهتمامنا الأول فى هذا القسم على اختبار صدق الفروض الاحصائية بواسطة المنحنى الاعتدالى المعيارى ۰

المنحنى الاعتدالى والاحتمــال :

نبدأ بمناقشة المنطق الذى تقوم عليه مشكلة بسيطة ، كوسيلة للمساعدة على فهمنا للاحتمالات ۰ افترض أن خبيرا يدعى انه يستطيع أن يميز بدرجة كبيرة من الثبات بين الصنف « أ » والصنف المشهور « ب » من مشروب معين وأنه أعد موقف تجريبى يتذوق فيه الخبير الصنفين « أ » و « ب » ، دون وجود أى دلائل للتعرف عليهما ، وافترض انه أجريت عشرة محاولات للتعرف

على الصنفين ، ونتج عن ذلك ثمان استجابات صحيحة . هنا قد يثار سؤالان: (١) ما هى احتمالات حدوث ذلك بالصدفة ؟ و (٢) هل يستطيع الخبير أن يميز حقيقة بين الصنفين ؟

توجد طريقتان للاجابة على هذين السؤالين : احداهما تتضمن التوزيع ذا الحدين ، والأخرى تعتمد على المنحنى الاعتدالى المعيارى . ويعتبر التوزيع ذو الحدين أكثر المنحنيين مباشرة ودقة . والخطوة الأولى هى فك التوزيع ذى الحدين $(\frac{١}{٢} + \frac{١}{٢})^{١٠}$

جدول رقم (٨) : حساب التوزيع ذى الحدين $(\frac{١}{٢} + \frac{١}{٢})^{١٠}$

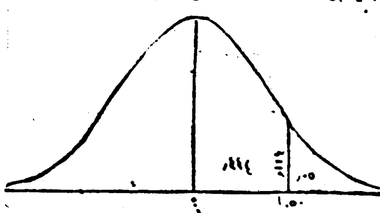
مرات النجاح	٠	١	٢	٣	٤	٥
الإحتمالات	$\frac{١}{١٠٢٤}$ +	$\frac{١٠}{١٠٢٤}$ +	$\frac{٤٥}{١٠٢٤}$ +	$\frac{١٢٠}{١٠٢٤}$ +	$\frac{٢١٠}{١٠٢٤}$ +	$\frac{٢٥٢}{١٠٢٤}$
مرات النجاح	٦	٧	٨	٩	١٠	
الاحتمالات	$\frac{٢١٠}{١٠٢٤}$ +	$\frac{١٢}{١٠٢٤}$ +	$\frac{٤٥}{١٠٢٤}$ +	$\frac{١٠}{١٠٢٤}$ +	$\frac{١}{١٠٢٤}$	

من الجدول رقم (٨) نستطيع أن نرى أن احتمال الحصول على ثمان مرات من النجاح فى العشرة محاولات هو $\frac{٤٥}{١٠٢٤}$. الا أن اهتمامنا ينصب على احتمال الحصول على ثمان استجابات صحيحة على الأقل ، ومن ثم فهو يشمل مجموع احتمالات ثمان وتسع وعشرة استجابات صحيحة :

$$\frac{٤٥}{١٠٢٤} + \frac{١٠}{١٠٢٤} + \frac{١}{١٠٢٤} = \frac{٥٦}{١٠٢٤} \text{ أو } ٠ر٠٥٤٧$$

ويلاحظ أن الاحتمالات هى نسبة عدد الاستجابات الناجحة الى العدد الكلى للحالات الممكنة ، وهو ما يتفق مع تعريف الاحتمال · وفى هذه الحالة، فان احتمال حصول الخبير على ثمان استجابات صحيحة بالصدفة وحدها أكبر من ٥ فى المائة قليلا ·

والآن ، ننتقل الى معالجة المشكلة فى ضـــوء المنحنى الاعتدالى المعيارى · يدل المنطق ، بالنسبة للمشكلة كما عرضت ، على أن تكرار حالات النجاح فى المجتمع الأصل فى عينة عددها ١٠ محاولات ، هو ٥ مـرات ، حينما تكون ط = ½ · وكما يوضح شكل ١٩ ، نحتاج الى تحديد نســبة المساحة التى تقع على يمين الارتفاع عند الدرجة المعيارية ذ = ١ر٥٨ الى المساحة الكلية (١) · ولعل القارىء يذكر أن العمود الثالث بالجدول رقم أ (ملحق أ) يقابل المساحة المظللة من شكل ١٩ ·



(شكل ١٩) منحنى اعتدالى يوضح العلاقات المســاحية

ولكى نستفيد من جدول المنحنى الاعتدالى المعيارى ، لابد من تحـويل انحراف التكرار الملاحظ عن التكرار المتوقع نظريا الى صـــورة الدرجـة المعيارية أو $\frac{ح}{ع}$ ، وهى الموجودة بالعمود رقم ١ من الجدول أ (ملحق أ)·

---

(١) حيث أن المنحنى الاعتدالى دالة مستمرة ، وحيث أن بيانات الاعداد الصغيرة منفصلة ، فانه يجرى تصحيح ٥ر

$$\text{ذ} = \frac{\text{ح}}{\text{ع}} = \frac{\text{تَ} - \text{ت}}{\sqrt{\text{ن ط ق}}} \qquad (٦)$$

ويمكن الحصول على الدرجة المطلوبة من المعادلة رقم ٦ حيث ح = تَ ــــ ت ، ع = $\sqrt{\text{ن ط ق}}$ · والمقام هو الخطأ المعيارى للتكرار المعروف ·

وبالتعويض فى المعادلة (٦) نجـد أن :

$$\text{ذ} = \frac{٨ - ٥٫٥}{\sqrt{١٠ \times \frac{١}{٢} \times \frac{١}{٢}}} = \frac{٢٫٥٠}{١٫٥٨} = ١٫٥٨$$

وهو مقدار الانحراف بين التكرار النظرى والتكرار الملاحظ معبرا عنه فى وحدات الانحراف المعيارى · وبدخول العمود ١ من الجدول ا (ملحق ١) بالقيمة ١٫٥٨ ، وقراءة ما يقابلها بالعمود ٣ ، نجد أن المساحة المقابلة هى ٠٫٠٥٧١ ، وهذه القيمة تتفق الى حد كبير مع نسـبة الاحتمـال ٠٫٠٥٤٧ التى حصلنا عليها سابقا · ويرجع الاختلاف الحادث الى صغر حجم العينة·

وبنفس المنطق ، تستطيع تحديد احتمالات الفرق الملاحظ بين قيمـة مقياس العينة والقيمة المتوقعة نظريا لهذا المقياس ، فى حالات المتوسط أو معامل الارتباط أو أى مقياس آخر ، حيثما يكون توزيع المقياس فى العينات معروفا · والمعادلة بالنسبة للمتوسط هى :

$$\text{ذ} = \frac{\text{ح}}{\text{ع}} = \frac{\text{مَ} - \text{م}}{\frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}} \qquad (٧)$$

وبالنسبة لمعامل الارتباط هى :

$$\text{ذ} = \frac{\text{ح}}{\text{ع}} = \frac{\text{رَ} - \text{ر}}{\frac{١}{\sqrt{\text{ن} - ٣}}} \qquad (٨)$$

وتمثل قيم ز المطلوبة فى بسط المعادلة (٨) المقابلات التى سبق ذكرها ، ويمكن الحصول عليها من جدول ب (ملحق أ) ٠

اختبار صدق الفرض :

يعتمد فهم اختبار صدق الفروض الى حد كبير ، على فهم كامل للاحتمالات وعلاقاتها بالمنحنى الاعتدالى المعيارى ٠ فاذا أعدنا صياغة مشكلة قدرة الخبير على التمييز بين الصنفين « أ » و « ب » بحيث تقرأ : يستطيع الخبير لأسباب معينة أن يميز بين الصنفين « أ » و « ب » ، من الممكن أن نحدد مدى صدق الفرض الجديد باستخدام المعادلة (٦) ، وفقـا لمبـادىء الاحتمالات ٠

الفرض الصفرى : وتسمى العبارة الموجبة المذكورة أعـلاه والتى تتعلق بنتيجة التجربة بفرض البحث فى بعض الأحيان ٠ ففى معظم الحالات يكون لدى المجرب مثل هذا الفرض ، الذى يبنى على أسس نظرية معينة أو على حدس مسبق أو على دراسات سابقة ، والذى يتنبأ عادة بأن مجموعة أو أخرى سوف تكون متفوقة (أو ضعيفة) فى أداء عمل معين ٠ على أنه لاختبار صدق الفرض احصائيا ، يلزم صياغة فرض احصائى ، يقـرر فى أغلب الأحيان أنه لا توجد فروق بين مقياس العينة ومقياس المجتمع الأصل ، أو أنه لا توجد فروق بين مقاييس عينتين أو أكثر ٠ ويسمى هذا النوع من الفروض **بالفرض الصفرى** ٠ فبالنسبة للمشكلة الراهنة ، يقرر الفـرض الصفرى أن الخبير لا يستطيع التمييز بين الصنفين الا بالصدفة ، أو أن أى فروق ملاحظة يمكن ردها الى الصدفة وحدها ٠

ويحسن أن تعرف على وجه الدقة ما تتضمنه العبارات التى تتفق مع هذا التعريف للفرض الصفرى ٠ لعلك تذكر أن أى مقياس للعينة ، والـذى نرمز له تسهيلا بالحرف ل ، ما هو الا تقدير لمقياس المجتمع (لَ) ٠ ويتشتت مقياس العينات حول مقياس المجتمع الأصل بمقدار الخطأ المعيارى لهـذا المقياس ، ويتضمن الفرض الصفرى أن أى فرق ملاحظ بين ل و لَ ، فرق حدث بالصدفة ، وأن العينة فى الحقيقة جزء من المجتمع الأصل الذى مقياسه لَ ٠ على أنه كلما زادت قيمة ذ ، قل احتمال رد هذا الفرق الملاحظ للصدفة٠ وعندما يحدث ذلك ، تقل ثقتنا فى أن العينة اشتقت من هذا المجتمع لَ ٠

ولكن ما هى النقطة التى لا يصبح بامكاننا عندها قبول الفرض القائل بأن انحرافا معينا يرجع الى الصدفة وحدها ؟ ان الاجابة على هذا السؤال مسالة ذاتية الى حد ما ؛ ولكن من المتفق عليه بصفة عامة ، انه عندما تكون احتمالات حدوث واقعة ٥ مرات فى المائة او اقل (نسبة الاحتمال = ٠٫٠٥) ، يرفض الفرض الصفرى او لا يقبل بعد ذلك • ومن الواضح انه كلما صغر مستوى الدلالة الذى يقبله الباحث ، كلما قلت الفرص التى يجب عليه أن يقبلها فى الواقع • ويحدث احيانا ان يرفض الفرض الصفرى فى الوقت الذى كان يجب فيه قبوله ، ويسمى هذا الخطأ **بخطأ النوع الاول** • فاذا كان مستوى الدلالة الذى يرفض الفرض الصفرى على اساسه ٠٫٠٥ ، زادت احتمالات حدوث هذا النوع من الاخطاء عما لو كان المستوى ٠٫٠١ ، ويجب ان يتوقع الباحث انه اذا امكن حدوث خطأ النوع الاول ، فمن المحتمل ان تحدث اخطاء ايضا فى الاتجاه المضاد • ويحدث **خطأ النوع الثانى** ، حينما يقبل الفرض الصفرى فى الوقت الذى كان يجب فيه رفضه • وواضح انه كلما صغر مستوى الدلالة الذى يمكن قبوله ، كلما زاد احتمال الوقوع فى خطأ النوع الثانى •

نعود الآن الى مشكلتنا التى اعدنا صياغتها لنقرر ما اذا كنا نقبل الفرض الصفرى أو نرفضه ؛ لقد كانت الدرجة المعيارية فى هذه الحالة ١٫٥٨ ، وجدنا بالرجوع الى المنحنى الاعتدالى المعيارى أن احتمالات حدوثها ٠٫٠٥٧١ اذن • بناء على المعيار الموضوع تعسفيا لرفض الفرض الصفرى ، لا تسمح لنا هذه النسبة برفضه • ومن ثم يمكن ان تفسر نتائج التحليل بانها تعنى ان الفرق بين اداء الخبير (تكرار العينة) وتكرار المجتمع الأصل يمكن ان يرد الى الصدفة ؛ وثمة تفسير بديل يقرر ان نسبة العينة (التكرار) تمثل انحراف صدفة عن مقياس المجتمع الأصل (ل) الذى يبلغ ٠٫٥ ، ولكن حيث أن نسبة الاحتمال فى هذه الحالة قريبة جدا من النسبة ٠٫٠٥ اللازمة لرفض الفرض الصفرى ، فقد يرغب باحث فى اعادة التجربة مرة أخرى • وبالطبع اذا أصبحت نسبة الاحتمال تحت النسبة ٠٫٠٥ مباشرة ، فان الباحث يجب عليه اعادة نتائجه ايضا •

اختبار الطرف الواحد واختبار ثنائى الطرف : فى تحديدنا لاحتمال ان يكون اداء الخبير مجرد انحراف صدفة عن مقياس المجتمع الأصل ،

استخدمنا طرفا (ذنبا) واحدا فقط من المنحنى الاعتدالى المعيارى • الا أنه فى معظم الحالات يجب ان يؤخذ طرفا المنحنى فى الاعتبار ، اى يجب ان نضاعف نسبة الاحتمال الموجودة بالعمود ٣ من الجدول • وقد كان اختبار الطرف الواحد كافيا فى هـــذه المشكلة ، لان اتجاه الأداء كان محـددا ومعــروفا • فلو ان الاستجابات الصـحيحة كانت ٣٠ فى المائة فقط من المحاولات التى اجراها الخبير ، لعرفنا دون اى تحليل ان الفرض الصـفرى لا يمكن رفضه • ولكن فى كثير من الدراسات يكون من العسير تحديد اتجاه الفروق ، اذ يكون الباحث مقتنعا فقط بالقول بان فروقا ســوف توجـد • ويحدث هذا الموقف غالبا ، كما سنرى بعد قليل ، حيثما تتضمن الدراسة عينتين او اكثر •

ولتوضيح استخدام المعادلة رقم (٧) ، افترض اننا نريد تحديد ما اذا كانت عينة تتكون من ١٠٠ تلميذ بالصف الثانى الثانوى متوسط نسب ذكائها ١٠٥ ، تعتبر جزءا من مجتمع نســبة ذكائه ١٠٠ ، وافتـرض ايضا ان الانحــراف المعيــارى للعينة يســاوى ١٦ • بالتعويض فى المعــادلة (٧) نحصل على :

$$ذ = \frac{105-100}{\frac{16}{\sqrt{100}}} = \frac{5}{1.60} = 3.12$$

وبالكشف بالجدول رقم أ (ملحق أ) عن الدرجة المعيارية ١٢ر٣ ، نجد ان احتمالات الحصول على فرق بمثل هذا الحجم ، او اكبر ، هى ٠١ر٠ بالنسبة لاختبار ثنائى الطرف • وبذلك نستطيع ان نرفض الفرض الصفرى، وان نستنتج ان هذه العينة مشتقة من مجتمع نســبة ذكائه شىء آخــر غير ١٠٠ •

وسوف نعرض الآن باختصار العمليات الحسابية المتضمنة فى المشكلات التى تستخدم فيها المعادلة (٨) • لنفــرض ان معامل الارتباط فى عينة ما ٧٥ر٠ ، واننا نعتقد بناء على استدلال مسبق ان معامل الارتباط فى المجتمـــع

الأصل يساوى صفرا • ولنفرض ايضا أن حجم العينة فى هذه الحالة ٥٢ فردا • لعلك تذكر أنه يفضل فى التعامل مع توزيعات معـــامل الارتباط فى العينات أن نحول ر الى المقابل ز • وبالنظر فى الجدول رقم ب نجد أن المقابل ز لمعامل ارتباط قدره ٧٥ر٠ هو ٩٧٢ر٠ • وحينما تكون ر = صفرا ، فان المقابل ز يساوى صفرا أيضا • وبالتعويض فى المعادلة (٨) نجد أن :

$$\text{ذ} = \frac{\text{٩٧٢ر٠} - \text{صفر}}{\frac{\text{١}}{\sqrt{\text{٥٢} - \text{٣}}}} = \frac{\text{٩٧٣ر٠}}{\text{١٤٣ر٠}} = \text{٨٠ر٦}$$

والدرجة المعيارية فى هذه الحالة ذات دلالة واضـــحة تسمح برفض الفرض الصفرى •

حدود الثقة : وجدنا فى المشكلتين السابقتين ، أن كلا من المقياسين م و ر لا يحتمل أن يكونا من مجتمعين أصليين متوسط ذكاء أولهما ١٠٠ ، و ر فى ثانيهما يساوى صفرا • وبناء على هذا التحليل لا نستطيع أن نستنتج أن مقياس المجتمع الأصل يتطابق مع مقياس العينة ، ولكن لا يمكننا أن نحدد مدى الدرجات الذى يحتمل أن يقع داخله مقياس المجتمع الأصل الذى اشتقت منه العينة ، ولسنا نؤكد أن هذا المدى يتضمن حتما متوسط المجتمـــع أو ارتباطه ، وانما نقول بدرجة معينة من الثقة أن مقياس المجتمع الأصل يحتمل أن يقع داخل حدود هذا المدى • فمثلا لو أردنا أن نعين حدود الثقة التى تبلغ ٩٥ فى المائة بالنسبة لمتوسـط عينتنا المساوى ١٠٥ ، فاننا نريد تحديد المدى الذى يستبعد ٥ر٢ فى المائة فى كل من طرفى المنحنى الاعتدالى المعيارى، أى ان٥ فى المائة من عدد مقاييس العينات سوف يكون خارج حدود الثقـة التى تبلغ ٩٥ فى المائة • وبالكشف بالعمود رقم ٢ بالجدول ١ (ملحق ١) نجد أن القيمة المقابلة لنصف المساحة ٩٥ فى المائة والتى تقع بين ذ والمتوسط تساوى ٩٥ر١٠ وعلى ذلك يكون حساب مدى الثقة كما يلى :

م ± ٩٥ر١ (ع م)

١٠٥ ± ٩٥ر١ × ٦٠ر١

١٠٥ ± ١٢ر٣

ومن ذلك يمكن أن نستنتج أن ٩٥ فى المائة من مقاييس العينات المتتابعة بنفس الحجم ن والمشتقة من نفس المجتمع الأصل ، سوف تقع داخل الحدود من ٨٨ر١٠١ الى ١٢ر١٠٨ · على أنه يجب أن يكون مفهوما أن هذه الطرق قاصرة على العينات الكبيرة فقط ·

ونستطيع كذلك أن نحدد مدى الثقة الذى يبلغ ٩٥ فى المائة لمعـامل الارتباط التتابعى · والخطوة الأولى أن تحول ر الى ز كما فعلنا فى المشكلة السابقة ، ثم نحدد الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط · والعمليات الحسابية المتضمنة كما يلى :

ز ± ٩٦ر١ (ع ز)

٩٧٢ر٠ ± ٩٦ر١ × ١٤٣ر٠

٩٧٣ر٠ ± ٢٧٨ر٠

وبذلك تكون مدى الثقة بالنسبة للمقابل ز ، من ٢٥١ر١ الى ٦٩٥ر٠ والذى يجب أن يعاد تحويله الى ر · بالكشف فى جـدول ب (ملحق ١) نجد أن معامل الارتباط المسـاوى للمقابل ز ٢٥١ر١ هـو ٨٥ر٠ تقريبا ، والمساوى للمقابل ز ٩٥ هو ٦ر٠ تقريبا · ويشبه مدى الثقة بالنسبة لمعامل الارتباط التتابعى نفس المعنى الذى ذكرناه عن مدى الثقة بالمتوسط ·

المقارنة بين مقياسى عينتين

يكشف الاستعراض السريع للبحوث ، أن معظم الدراسات تتضمن مقارنة بين متوسطى عينتين أو أكثر · وقد يكون هذان المتوسطان لعينتين تم اختيارهما بطريقة عشوائية ، ثم أخضـعت كل منهما لمعـاملة تجريبية مختلفة · (قد يجد الطالب مساعدة كبيرة فى فهم هذه المواد بمراجعة القسم الخاص بنماذج التصميمات التجريبية) · ويهدف هذا القسم الى تعـريف الطالب بالمفاهيم والأساليب الاحصائية المناسبة للتصـميم العشوائى الذى يتضمن عينتين مستقلتين ، وكذلك الأساليب الاحصائية التى تتعلق بمعالجة البيانات المستمدة من طريقتى اعادة الاختبار او الأزواج المتناظرة ·

الفروق بين المتوسطات المستقلة :

لنفرض ان باحثا يهتم بدراسة تاثير مجموعتين من المعززات اللفظية : صواب – خطا ، صواب – (لا شىء) ، على التعلم بالتمييز عنـــد تلاميذ الصف الثالث الابتدائى ٠ انه يشتق عينة مكونة من خمسين مفحوصا ، ويوزعهم عشوائيا على مجموعتين ، بحيث يكون لديه ٢٥ مفحوصا فى كل مجموعة ٠ بعد ذلك تقدم المشكلات للاطفال ، بحد اقصى أربعين محـاولة او حتى يستجيبون صوابا فى عشرة محاولات او مشكلات متتالية ٠ ولنفرض ان البيانات التالية هى عدد الاستجابات الصحيحة فى الأربعين محاولة ٠

جدول رقم (٩) عدد الاستجابات الصحيحة فى أربعين محاولة

صواب – خطا		صواب – (لاشىء)	
٢٥	٢٣	١٦	١٩
٢٦	٢٤	٢١	١٩
١٧	٢٥	١١	١٨
١٩	١٥	٢٤	١٦
٢٦	٢١	١٥	١٦
١٧	١٧	١٦	١٦
١٥	٢٢	٥	١٨
١٧	٢٤	٢٨	١٩
١٥	١٥	٢٦	٢٠
١٦	٢٢	١٠	١٥
١٣	٢٦	١٥	١٤
٢١	١٥	١١	١٥
	٢٧		١٣

متوسط اداء مجموعة صواب – خطا = ١٢ر٢٠ ، ومتوســط اداء مجموعة صواب – (لا شىء) = ٠٤ر١٧ ، والفرق بينهما = ٠٨ر٣ ، المشكلة الآن هى تحديد ما اذا كان هذا الفرق قد حدث بالصدفة وحدها ، أم انه يمكن ان نستنتج أن للتعزيزين اثرا مختلفا ٠

تساعدنا نظرية العينات التى نوقشت من قبل ، فى فهم القضايا المتضمنة فى هذه المشكلة أيضا • ولعلك تذكر انه عند حساب احتمالات انحراف مقياس عينة ما صدفة عن قيمة فرضية للمجتمع الأصل ، كنا نحتاج الى معـرفة توزيع هذا المقياس فى العينات ، أما فى الموقف الراهن ، فيوجد لدينا مقياسان لعينتين ، يمثل كل منهما تقديرا لمقياس المجتمـــع الأصـــل • ووفقا للفرض الصفرى ، نفترض أنه لا يوجد فرق بين المتوسطين ، وهو يعنى – اذا كان صحيحا – أن متوسط توزيع الفروق بين المقياسين سيكون صفرا ، وانحرافه المعيارى مساويا للخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين (ع ق م) • ومن الواضح أنه بمجرد معرفة الخطأ المعيارى ، نستطيع تحديد ذ (*) حيث ان :

$$\text{ذ} = \frac{\text{ح}}{\text{ع}} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\text{ع}_{\text{قم}}} \qquad (٩)$$

ولما كانت المشكلة الحالية تتضمن تقديرات للفـــروق بين متـــوسطين للمجتمع الأصل ، فانها تتطلب حدا يسمى **بالخطأ المعيارى لفروق المتوسطات:** ونحصل عليه بالمعادلة رقم (١٠) •

$$\text{ع}_{\text{قم}} = \sqrt{\frac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1} + \frac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2} - 2\,\text{ر}_{12} \times \text{ع}_{\text{م}1} \times \text{ع}_{\text{م}2}} \qquad (١٠)$$

ويلاحظ أن المعادلة (١٠) تتضمن معامل ارتباط ، يمثـل العـــلاقة الموجودة بين أزواج المفحوصين ، واحد من كل مجموعة • ولكن المفحوصين فى التجربة الحالية وزعوا عشوائيا على المجموعتين حيث لا توجد طريقـة منطقية للمزاوجة بينهم ، ومن ثم فان معامل الارتباط يكون صفرا ، مما يختصر المعـــادلة الى :

(*) تعرف هذه الدرجة المعيارية لفروق المتوسطات عادة بالنسبة الحـــرجة • الترجمــــة) •

$$\text{ع}_{\text{ق م}} = \sqrt{\frac{\text{ع}_{1}^{2}}{\text{ن}_{1}} + \frac{\text{ع}_{2}^{2}}{\text{ن}_{2}}} \qquad (\text{١}$$

وهى معادلة الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين المستقلين (١) .

ولكى نحدد $\text{ع}_{\text{ق م}}$ يلزمنا حساب التباين ع^{2} لكل مجموعة :

$$\text{مج ح}_{1}^{2} = \text{مج س}_{1}^{2} - \frac{(\text{مج س}_{1})^{2}}{\text{ن}_{1}}$$

$$= \text{١٠٦٠٥} - \frac{(\text{٥٠٣})^{2}}{\text{٢٥}}$$

$$= \text{٤٨٤ر٦٤}$$

$$\text{ع}_{1}^{2} = \frac{\text{مج ح}_{1}^{2}}{\text{ن}_{1} - \text{١}}$$

$$= \frac{\text{٤٨٤ر٦٤}}{\text{٢٥} - \text{١}} = \text{٢٠ر١٩}$$

$$\text{مج ح}_{2}^{2} = \text{مج س}_{2}^{2} - \frac{(\text{مج س}_{2})^{2}}{\text{ن}_{2}}$$

$$= \text{٧٧٢٠} - \frac{(\text{٤٢٦})^{\text{٢}}}{\text{٢٥}}$$

$$= \text{٤٦٠ر٩٦}$$

$$\text{ع}_{\text{٢}}^{\text{٢}} = \frac{\sum \text{ح}_{\text{٢}}^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٢}} - \text{١}}$$

$$= \frac{\text{٤٦٠ر٩٦}}{\text{٢٥} - \text{١}} = \text{١٩ر٢١}$$

وبالتعويض فى المعادلة (١١) نحصل على :

$$\text{ع}_{\text{ف}} = \sqrt{\frac{\text{٢٠ر١٩}}{\text{٢٥}} + \frac{\text{١٩ر٢١}}{\text{٢٥}}} = \text{١ر٢٦}$$

ومن المعادلة (٩) يمكن أن نحدد ذ :

$$\text{ذ} = \frac{\text{٢٠ر١٢} - \text{١٧ر٠٤}}{\text{١ر٢٦}}$$

$$= \text{٢ر٤٤}$$

وبالكشف فى جدول المنحنى الاعتدالى المعيارى نجد أن احتمال الحصول على فرق مقداره ٤٤ر٢ أو أكبر بالصدفة وحدها هو ٠٠٧٣ر٠ بالنسبة لاختبار ذى طرف واحد . على أنه لم يكن هناك تنبؤ باتجاه الفرق فى هذا البحث ، ولذلك يستخدم اختبار ثنائى الطرف ، مما يجعل نسبة الاحتمال

١٤٦٠ر٠٠ ولما كان مستوى ١٠ر اقل من المستوى المقبول لرفض الفرض الصفرى ، فانه يمكننا أن نرفض الفرض الصفرى ، وأن نستنتج أن العينتين مشتقتان من مجتمعين مختلفين ٠ ويمكننا أن نقرر أيضا أن متوسط توزيع الفروق بين المتوسطات المشتقة من نفس المجتمع الأصل بنفس الأحجام ن ليس صفرا ٠ ومعنى هذه النتائج بالنسبة للتجربة السابقة ، أن رفض الفرض الصفرى يسمح لنا استنتاج أن مجموعتى المعززات مختلفتان فى فاعليتهما ، حيث كانت مجموعة صواب ـ خطأ أفضل من مجموعة صواب ـ (لا شىء) ٠

الفروق بين المتوسطات غير المستقلة (المرتبطة) :

توجد بعض التجارب التى يحاول الباحث فيها أن يقلل مقدار الخطأ المعيارى عن طريق التناظر بين المفحوصين فى متغير مناسب ٠ (أنظر فصل ١١ حيث عولجت هذه التصميمات التجريبية) ٠ واكثر هذه التصميمات شيوعا ، **طريقة الأزواج المتناظرة** ، حيث يكون كل مفحوص فى احدى المجموعتين مناظرا بقدر الامكان لمفحوص فى المجموعة الثانية ٠ ومن الواضح أنه كلما زاد التناظر ، وزاد عدد المتغيرات التى يتم تناظر الأزواج على أساسها ، قل التشتت بين المفحوصين ٠ على أنه يجب أن نضع فى أذهاننا دائما أن الخطأ المعيارى المتضمن هنا ، انما هو وظيفة لعدد الأفراد « ن » ، وأنه كلما زاد عدد المتغيرات التى يتم على أساسها التناظر ، زادت صعوبة الحصول على أحجام كافية للعينات ٠

وهناك تصميم تجريبى اخر ، تناسبه الطرق الاحصائية التى تعالجها فيما يلى ، وهو ذلك النوع الذى يرغب المجرب فيه فى تحديد ما اذا كان قد حدث تعلم (أو تغير) نتيجة لخبرة معينة فى عينة معينة ٠ وفى هذه الحالة تتوفر اقصى درجة فى التناظر ، اذ أن أدا كل مفحوص يقارن بأدائه السابق٠ وسوف نتخذ هذا النوع من التصميم التجريبى كأساس لمناقشة القضايا المتضمنة فى التحليل الاحصائى المناسب ٠ فلو فرضنا أن الباحث فى التجربة السابقة يرغب فى معرفة ما اذا كان قد حدث تعلم فى مجموعة صواب ـ (لا شىء) ، مع علمه من قبل بأن درجة التعلم فيها أقل من مجموعة صواب ـ خطأ ، فانه يلجأ الى مقارنة عدد الاستجابات الصحيحة التى

أجراها أفراد هذه المجموعة فى العشرين محاولة الاولى ، بتلك التى أجروها فى العشرين محاولة الأخيرة · وتسهيلا للعمليات الحسابية نفرض ان عـدد أفراد العينة ١٠ ، وأنه قد تم الحصول على البيانات الموضحة بالجدول رقم ١٠ · بحساب متوسط كل مجموعة من مجموعتى الدرجات بالطريقة العادية نحصل على م$_{١}$ – $_{٢٠}$ = ١١٫٥ ، م$_{٢١}$ – $_{٤٠}$ = ١٣٫٣ ، والفرق بينهما يساوى ١٫٨٠ ·

جدول رقم (١٠) عدد الاستجابات الصحيحة التى أجريت
فى العشرين محاولة الأولى والعشرين محاولة الأخيرة

رقم المفحوص	المحاولات ١ – ٢٠	المحاولات ٢١ – ٤٠
١	١٦	٢٠
٢	١١	٨
٣	٨	٩
٤	١٢	١٣
٥	٧	١٠
٦	١٤	١٧
٧	٩	١١
٨	١٣	١٥
٩	١٠	١٢
١٠	١٥	١٨

والمشكلة الآن هى ان نحدد – على أساس الفرض الصفرى – ما اذا كان الفرق الملاحظ بين المتوسطين مجرد انحراف صدفة عن الصفر · باتباع الخطوات الموضحة فى المعادلة (١١) نحصل على :

مح ح$_{١}^{٢}$ = ١٤٠٥ – ١٣٢٢٫٥٠   مح ح$_{٢}^{٢}$ = ١٩١٧ – ١٧٦٨٫٩٠

= ٨٢٫٥   = ١٤٨٫١٠

$$ع_{1}^{2} = \frac{٨٢ر٥}{٩} \qquad , \qquad ع_{2}^{2} = \frac{١٤٨ر١٠}{٩}$$

$$= ٩ر١٦ \qquad\qquad = ١٦ر٤٦$$

$$ذ = \frac{١٣ر٣ - ١١ر٥}{\sqrt{\frac{٩ر١٦}{١٠} + \frac{١٦ر٤٦}{١٠}}}$$

$$= \frac{١ر٨٠}{١ر٦٠}$$

$$= ١ر١٢$$

وبالكشف فى جدول المنحنى الاعتدالى عن الدرجة ذ المساوية ١٢ر١ نجد أن احتمالات الحصول على قيمة بهذا القدر أو اكبر ، هى ٢٦ر٠ مما لا يسمح برفض الفرض الصفرى ٠

على أننا يجب أن نلاحظ أنه فى تقدير نتائج هذا التحليل ، افترضنا ان حد الارتباط من المعادلة (١٠) يساوى صفرا ٠ الا أن مثل هذا الافتراض ليس صحيحا بالضرورة ، وذلك لأن الدرجات المقارنة مستمدة من نفس المفحوصين، وبحساب معامل الارتباط التتابعى بين مجموعتى الدرجات نجد انه ٨٩ر٠٠ وقد يحق للقارىء فى هذه النقطة أن يسائل نفسه ما هو أثر معرفة أن هنـاك ارتباطا بين أزواج الدرجات على قيمة الخطأ المعيارى ؟ الواقع ان تمحيص المعادلة رقم (١٠) يدل دلالة واضحة على أن قيمة الخطأ المعيارى تقل كلما زاد مقدار الارتباط ٠ وهذا يوضح المقصود ، اذ اننا نستطيع الآن ان نفسر

جزءا من تشتت الدرجات من معرفة اداء الشخص السابق • واذا افترضنا فى حالة الأزواج المتناظرة ان المتغير الذى اتخذ أساسا للتناظر هو نسبة الذكاء مثلا ، فنحن نعـــرف ان التشتت بين الأفراد سيقل ، ومن ثم يقـــل مقدار الخطأ المعيارى • وربما كانت أبسط وسيلة لتصـــور ذلك ان نتذكر ان اثر التناظر هو تقليل مقدار تباين الفروق •

ولما كنا نعرف الآن ان مجموعتى الدرجات فى المشكلة الحـــالية قـد استمدت من نفس المفحوصين ، فان التحليل المناسب للنتائج وفق المعـادلة (١٠) يكون :

$$ذ = \frac{١٣ر٣٠ - ١١ر٥٠}{\sqrt{\frac{١٦ر٩}{١٠} + \frac{١٦ر٤٦}{١٠} - ٢ \times ٠ر٨٩ \times ٠ر٩٦ \times ١ر٢٩}}$$

$$= \frac{١ر٨٠}{٠ر٦١}$$

$$= ٢ر٩٥$$

وبالكشف فى جدول المنحنى الاعتدالى نجد أن احتمالات الحصول على ذ المساوية ٢ر٩٥ او اكبر ٠ر٠١ ، مما يسمح لنا برفض الفرض الصفرى •

على أن معادلة الخطأ المعيارى بصورتها الراهنة (المعادلة رقم ١٠) معقدة نوعا ما • ولحسن الحظ توجد طريقة بديلة مباشرة ، وتؤدى الى نفس النتائج • ويوضح الجدول رقم ١١ أن الفرق بين المتوسطين (ق م) هو نفسه متوسط الفروق (م ق) • ويمكن أن نبرهن على أن الخطأ المعيــارى لفروق المتوسطات المرتبطة المستمد من توزيع الفروق ، هو نفس الخطــأ

جدول رقم (١١) تحليل بيانات الأزواج المتناظرة

رقم المفحوص	المحاولات ١ ـ ٢٠	المحاولات ٢١ ـ ٤٠	الفـرق	ق٢
١	١٦	٢٠	+ ٤	١٦
٢	١١	٨	— ٣	٩
٣	٨	٩	+ ١	١
٤	١٢	١٣	+ ١	١
٥	٧	١٠	+ ٣	٩
٦	١٤	١٧	+ ٣	٩
٧	٩	١١	+ ٢	٤
٨	١٣	١٥	+ ٢	٤
٩	١٠	١٢	+ ٢	٤
١٠	١٥	١٨	+ ٣	٩
			١٨	٦٦

المعيارى الناتج من استخدام المعادلة (١٠) · وبصياغة هذه الطريقـــة فى رموز احصائية مالوفة للقارىء ، نحصل على مجموع المربعـات لتـوزيع الفروق الذى نحتاجه بالمعادلة :

$$\text{مج ح}^2 = \text{مج ق}^2 - \frac{(\text{مج ق})^2}{\text{ن}}$$

ونحصل على الانحراف المعيارى لهذا التوزيع بالمعادلة :

$$ع_ق = \sqrt{\frac{مجـ ح^٢ ق}{ن - ١}}$$

وبقسمة الناتج على $\sqrt{ن}$ نحصل على الخطأ المعيارى للفرق

$$ع_{ق م} = \frac{ع ق}{\sqrt{ن}} \quad (١٢)$$

بين المتوسطين المرتبطين . وعلى ذلك ، فحل المسالة رقميا كما يلى :

$$مجـ ح^٢ = ٦٦ - \frac{(١٨)^٢}{١٠}$$

$$= ٣٣٫٦$$

$$ع_ق = \sqrt{\frac{٣٣٫٦}{٩}}$$

$$= ١٫٩٣$$

$$ع_{ق م} = \frac{١٫٩٣}{\sqrt{١٠}}$$

$$= ٠٫٦١$$

وللحصول على ذ :

$$ذ = \frac{م ق}{ع_{ق م}} = \frac{١٫٨٠}{٠٫٦١} = ٢٫٩٥ \quad (١٣)$$

يلاحظ ان هذا التحليل اعطى نفس نتائج التحليل الأول .

نظرية العينات الصغيرة

لقد اقتصرت مناقشاتنا حتى الآن على الطرق الاحصائية التى تناسب وظيفة المنحنى الاعتدالى المعيارى · الا أن الاستخدام الدقيق للمنحنى الاعتدالى المعيارى ، يستلزم أن تكون المتغيرات المقاسة موزعة توزيعا اعتداليا فى المجتمع الأصل ، مما يترتب عليه ، اذا صح هذا الافتراض ، أن يكون توزيع متوسطات العينات اعتداليا كذلك · ولكن درجة اعتدال توزيع المتوسطات تعتمد فى جانب منها على حجم العينة · وبقدر تناقص حجم العينة ، يقل الاقتراب من المنحنى الاعتدالى · ويبتعد التوزيع جدا عن المنحنى الاعتدالى عندما يكون عدد أفراد العينة ٣٠ أو أقل · والواقع انه عندما يقل حجم العينة ، يضيق المنحنى (يصبح محدبا) وترتفع أطرافه الى حد ما عنها فى المنحنى الاعتدالى · وهذا يعنى فى حقيقته ، انه بتناقص حجم العينة ، يزيد مقدار النسبة $\frac{ق م}{ع ق م}$ عند نفس مستوى الاحتمال · وتتضمن هذه العبارة حقيقة هامة ، وهى أنه سيكون لكل حجم عينة منحنى مختلف · وننتقل الآن لمناقشة الطرق التى تناسب المواقف ذات العينات الصغيرة ·

اختبار الدلالة « ت » :

يوجد اختبار احصائى للدلالة يتغلب الى حد كبير على المشكلات التى تثيرها العينات الصغيرة ، وهو اختبار «ت» "t" test الذى قدمه فيشر · ويجب أن يكون واضحا من البداية ، أن هذا الاختبار يفسر بنفس الطريقة التى نفسر بها « ذ » بالضبط ، وأن حدود الخطأ المعيارى المتضمنة فى حسابه، لها نفس المعنى الذى نوقش سابقا · والفرق الوحيد بين « ت » و « ذ » كما هو واضح فى شكل رقم ٢٠ ، هو وجود منحنيات مستقلة لكل عدد من ن ، حيث تدل ن على درجات الحرية (د ح) · ولندع درجات الحرية الآن جانبا ، لكى يفحص الطالب جدول « ت » (أنظر الجدول رقم حـ ، ملحق ١) حتى يقتنع بأن قيمة ت اللازمة للدلالة عند مستوى معين من الاحتمالات ، تتزايد بتناقص درجات الحرية ، فاذا زادت قيمة « ت » التى حصلنا عليها لعدد معين من درجات الحرية ، عن القيمة الموضحة بالجدول تحت مستوى

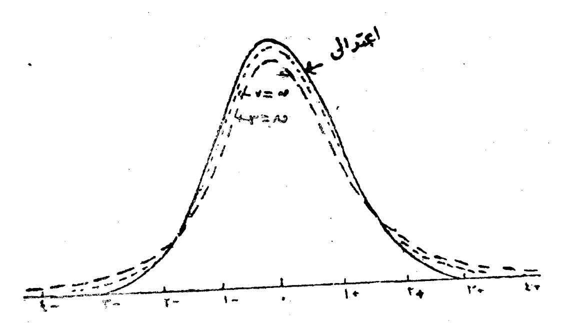
الدلالة المحدد ، يمكن فى هذه الحالة رفض الفرض الصفرى · ومعادلة اختبار ت لفروق المتوسطات المستقلة هى :

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\frac{\text{مج ح}_1^2 + \text{مج ح}_2^2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2} \times \left(\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2}\right)}} \qquad (١٤)$$

ومعادلة اختبار « ت » لفروق المتوسطات المرتبطة هى :

$$\text{ت} = \frac{\text{م ف}}{\sqrt{\frac{\text{مج ح}^2\text{ف}}{\text{ن}(\text{ن} - 1)}}} \qquad (١٤أ)$$

درجات الحرية : تشير درجات الحرية عموما الى عدد الدرجات او التكرار التى يمكن أن تتغير حول قيمة ثابتة او مقيـــاس معين للمجتمع الأصل · فلو فرضنا مثلا أن لدينا عشرة درجات تكون توزيعا متوســـطه معروف ، ولما كنا نعرف أن مجموع الانحـــرافات عن المتوسط لابد أن يساوى



شكل (٢٠) : توزيع اعتدالى مقارنا بتوزيع ت لدرجات حرية = ٣ ، ٧

صفرا ، فانه يترتب على ذلك أن تكون اية تسع درجات حرة فى تغير قيمتها، بينما تكون الدرجة العاشرة مقيدة ٠ ومن هذا الاستدلال ، يكون عدد درجات الحرية المتضمنة فى أى توزيع للدرجات التى تتشتت حـــول متوسط ذلك التوزيع مساويا ن ـ ١ ٠

وقد حددت درجات الحرية المتضمنة فى المعادلة (١٤) بالحد $\text{ن}_1 + \text{ن}_2 -$ ٢ ، حيث فقدنا درجتين من درجات الحرية نتيجة لأن المعادلة تتضمن توزيعين يتشتتان حول متوسطين مستقلين ٠ أما فى المعادلة (١٤ ا) فقد فقدنا درجة حرية واحدة ، لأن الأمر يتضمن متوسطا واحدا فقط هو متوسط الفروق ٠

تجانس التباين : لاحظ أننا فى مقام المعادلة (١٤) قد جمعنا مجموعى المربعات ، وذلك لأن تقديرات تباين المجتمع تكون متحيزة تحيزا اكبر عند التعامل مع عينات صغيرة ٠ ولعلك تذكر فى الفصل الثالث عشر ، اننا فى حساب ع^2 قسمنا مجموع المربعات على ن ـ ١ ، او كما نسميها الآن على درجات الحرية ، وكانت هذه محاولة للحصول على تقدير غير متحيز لتباين المجتمع الأصل ٠ ويمثل تجميع مجموعى المربعات محاولة اخرى للحصـول على تقدير افضل لتباين المجتمع الأصل ٠ الا ان هذه الطريقة تستند الى افتراض أن تباين العينتين من مجتمع واحد ٠

ويعتمد الاختبار الاحصائى لتجانس التباين على نسبة التباين الكبير الى التباين الصغير ، وتؤدى الى معامل احصائى يعـرف بالنسـبة الفـائية (ف) ٠ وفى صيغة رمزية هو :

$$\text{ف} = \frac{\frac{\text{مج ح}_1^2}{\text{ن}_1 - 1}}{\frac{\text{مج ح}_2^2}{\text{ن}_2 - 1}} = \frac{\text{ع}_1^2}{\text{ع}_2^2} \qquad (١٥)$$

حيث ع_1^2 هو اكبر التباينين ٠ وللحكم على النسبة الفائية الناتجة من

المعادلة (١٥) ، ندخل جدول النسبة الفائية (جـــدول رقم هـ ، ملحق أ) بمجموعتين من درجات الحرية ، مجموعة لكل تقدير للتباين ، ونحـدد مكان درجات حرية التباين الكبير على المحور الأفقى ودرجات حرية التباين الصغير، على المحور الرأسى ، وبالقراءة عرضا حتى يتقابل العمود والصف ، نجد قيمة ف اللازمة للدلالة عند مستويى ٥ فى المائة وواحد فى المائة من مســتويات الدلالة • وفى هذه الحالة ، نفضل ألا نرفض الفرض الصفرى ، حتى نجرى اختبارا أكثر دقة لتجانس التباين ليجعل مستوى الدلالة المقبول أعلى منــه عندما يكون اهتمامنا هو رفض الفرض الصفرى • وقد ناقش كوكران وكوكس (Cochran & Cox) (١ : ١٠٠ ـ ١٠٢) مدى التحريف الذى يحدثه النقص فى تجانس التباين فى الاحتمالات الناتجة ، كما قدما طرقا يمـكن اتباعها اذا ما كان الافتراض غير صحيح •

ويوضح الجدول رقم ١٢ ، الخطوات الحسابية اللازمة لحســاب اختبار « ت » للعينات المستقلة والعينـــات المرتبطة ، مع النسـبة الفائية لتجانس التبـــاين •

جدول رقم ١٢ : حساب ت والنسبة الفائية من بيانات الجدول ٩ •

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\frac{\text{مج ح}_1^2 + \text{مج ح}_2^2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2} \times \left(\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2}\right)}}$$

$$= \frac{\text{٢٠ر١٢} - \text{١٧ر٤٠}}{\sqrt{\frac{\text{٤٨٤ر٦٤} + \text{٤٦٠ر٩٦}}{\text{٢٥} + \text{٢٥} - \text{٢}} \times \left(\frac{\text{١}}{\text{٢٥}} + \frac{\text{١}}{\text{٢٥}}\right)}} = \text{٢ر٤٤}$$

د٠ح = ٤٨

الدلالة = ٠٢ر

$$\text{ف} = \frac{\dfrac{\text{ع ح}_{1}^{2}}{\text{ن}_{1} - 1}}{\dfrac{\text{ع ح}_{2}^{2}}{\text{ن}_{2} - 1}} = \frac{\dfrac{\text{٤٨٤ر٦٤}}{\text{٢٥}}}{\dfrac{\text{٤٦٠ر٩٦}}{\text{٢٤}}} = \frac{\text{٢٠ر١٩}}{\text{١٩ر١١}} = \text{٢ر٠٥}$$

د. ح. = ٢٤ ، ٢٤

الدلالة = أكثر من ٠ر٠٥

حساب ت لبيان الجدول رقم ١٠

$$\text{ت} = \frac{\text{م ق}}{\sqrt{\dfrac{\text{ع ح}^{2}\text{ق}}{\text{ن (ن} - 1\text{)}}}}$$

$$= \frac{\text{١ر٨}}{\sqrt{\dfrac{\text{٣٣ر٦}}{\text{١٠} \times \text{٩}}}}$$

$$= \frac{\text{١ر٨}}{\text{٠ر٦١}}$$

= ٢ر٨٥

د. ح = ٩

الدلالة = ٠ر٠٥

استخدام ذ واستخدام اختبار (ت) :

قد يسال الطالب ، متى يجب ان تستخدم ذ ، ومتى تستخدم « ت » لاختبار دلالة الفروق بين المتوسطات ؟ ولعله من الأفضل ، قبل ان نعطى اجابة محددة عن هذا السؤال ، أن نجمل باختصار الطريقة العامة التى اتبعت فى الفصل السابق والفصل الحالى لتقدير التباين والخطأ المعيارى · ولعلك تذكر ان موقفنا فى مناقشة التباين ، كان أن نحصل على افضل تقدير لتباين المجتمع بقسمة مجموع المربعات على ن ــ ١ · على أنه يجب ان يكون واضحا الآن ، ان هذا التحسين فى تقدير التباين الناتج من القسمة على ن ــ ١ ، يتزايد كلما تناقص حجم العينة · اما فى العينات ذات العدد اكبر من ٥٠ ، فان الفرق بين القسمة على ن ــ ١ والقسمة على ن يصبح فرقا لا يذكر · ومعنى هذا فى عبارات محددة ، أن استخدام ذ فى الحالات التى يعتمد فيها تقدير التباين على استخدام ن ــ ١ ، يعتبر خطأ فنيا ، ويجب الا تستخدم ، مع العلم بأن الآثار المترتبة على قيمة ذ تكون ضئيلة عندما يكون حجم العينة كبيرا · ونستطيع ان نرى فى ضوء هذه المناقشة ان اختبار « ت » يمكن ان يستخدم مع اى حجم للعينة ، وعلى ذلك يجب اعتباره الوسيلة العامة لاختبار دلالة الفروق بين المتوسطات ، سواء كانت مستقلة أو مرتبطة ·

ويجب أن تكون المناقشة الحالية قد أوضحت بعض المشكلات التى أثيرت فى الفصل السابق ، فيما يتعلق بالدرجات المعيارية والارتباط ، ففى كل من هذه المواقف ، حسبت تقديرات التباين بقسمة مجموع المربعات على ن ــ ١ · على أن التباين ، فى الاستخدام التقليدى للدرجات المعيارية ، يحدد بقسمة مجموع المربعات على ن ، ولكن ، يكون ذلك صحيحا فقط حينما يكون الاهتمام منصبا على العينة ذاتها ، ويكون الباحث مهتما بمسائل الوضع النسبى فحسب · أما هدفنا من القسمة على ن ــ ١ فقد كان أوسع الى حد ما ، فى اننا كنا نحاول بأفضل الطرق تقدير مقاييس المجتمع الأصل ، وكذلك الوضع النسبى بالنسبة للمجتمع الأصل أيضا · ونفس الأمر صحيح فيما يتعلق بالارتباط حيث كان الاهتمام بتقدير مقاييس المجتمع الأصل · وبطبيعة الحال ، لا تكون هذه القيود صحيحة اذا كان حجم العينة كبيرا ، وهو ما يوضح أهمية استخدام عينات ذات أحجام كافية ·

تحليل مقاييس عينة المجموعات المتعددة

ثمة امتداد منطقى للدراسة التى استخدمت مثالا لتوضيح اختبار دلالة الفروق بين المتوسطات المستقلة ، وهو اضافة مجموعة ثالثة ، (لا شيء)- خطأ · وبطبيعة الحال ، يمكن أن تحلل النتائج بحساب ثلاثة اختبارات «ت» الا أن هذه الطريقة تخالف بعض مبادىء الاحتمالات ، كما أن الأمر يصبح شاقا حينما يكون عدد المجموعات المتضمنة كبيرا · وتسمح طرق تحليل التباين للباحث بأن يختبر دلالة الفروق بين مجموعات متعددة فى آن واحد · كما يسمح امتداد هذه الطرق الأساسية بتحليل عدة متغيرات ، وكذلك التفاعل بينها · وتعرف هذه الأساليب بالتصميمات العاملية ، ويمكن استخدامها أيضا بطرق متعددة · وتختص المواد المقدمة فيما يلى بمعالجة طريقتين من طرق تحليل التباين : تحليل التباين البسيط ، « بين الطرق » أو بين « التنظيمات التجريبية » ، ونوع واحد من أنواع التصميم العاملى · ويجب أن يساعد فهم القضايا المتضمنة فى هذين النوعين على الرجوع الى المراجع الأخرى مثل ادواردز Edwards (٢) لفهم امتدادات الأمثلة المقدمة فى هذا الفصل ·

تحليل التباين البسيط :

يقوم تحليل التباين فى جوهره على الحقيقة القائلة أن مجموعات المربعات تقبل الاضافة ، أى يمكن أن تخضع لعمليات الجمع · فى الجدول رقم ١٣ ، نجد كل خلية عبارة عن درجة حصل عليها مفحوص فى تنظيم تجريبى معين أو طريقة معينة وتمثل م١ ، مب ، مـ متوسطات المجموعات أ ، ب ، حـ على التوالى ، م المتوسط العام أو متوسط المجموعة كلها ، بقسمة مجموع مربعات انحرافات جميع الدرجات عن المتوسط العام على ن نحصل على مجموع المربعات العام ، ويمكن تقسيم هذا المجموع العام للمربعات الى جزئين كل منهما مستقل عن الآخر · فكما تلاحظ فى الجدول رقم ١٣ تتشتت درجات كل مجموعة حول متوسطها الخاص ، بينما تتشتت متوسطات المجموعات الثلاث حول المتوسط العام ، وبالمعالجة الجبرية يمكن البرهنة على أن مجموع المربعات العام يساوى مجموع المربعات الذى يرجع الى التشتت

بين المفحوصين الذين خضعوا لطريقة واحدة (مجموع المربعات داخل المجموعات) ، مضافا اليه مجموع المربعات الذى يرجع الى التشتت بين المجموعات الثلاثة (مجموع المربعات بين المجموعات) .

جدول رقم (١٣) الخلايا فى تحليل بسيط للتباين لثلاث مجموعات

جـ	ب	أ
س١جـ	س١ب	س١أ
س٢جـ	س٢ب	س٢أ
س٣جـ	س٣ب	س٣أ
.	.	.
.	.	.
سنجـ	سنب	سنأ
مجـ	مب	مأ

العام = داخل المجموعات + بين المجموعات

مجـ (س ــ م)٢ = مجـ (س ــ مَ)٢ + مجـ (مَ ــ م)٢ (١٦)

ولما كان مجموع المربعات داخل المجموعات مستقلا عن مجموع المربعات بين المجموعات ، فمن الممكن أن نحصل على تقديرين مستقلين لتباين المجتمع الأصل ، بقسمة كل مصدر للتباين على درجات الحرية الخاصة به . ودرجات الحرية المناسبة هى :

العام = بين + داخل

ن ـ ١ = و ـ ١ + ن ـ و

وبقسمة كل من مجموعى المربعات على درجات الحرية الخاصة به ، نحصل على متوسطى المربعات ، اى على تقديرين مستقلين لتباين المجتمع

الأصل (١) · وحينما تكون المجموعات مشتقة من مجتمع واحد، وعندما يكون المتغير المقاس (أو المتغيرات) موزعا توزيعا اعتداليا ، فان تقديرى التباين ، وفقا للفرض الصفرى، لا يختلفان الا بالصدفة فقط · وقد اثبت فيشر أن نسبة متوسط المربعات بين المجموعات الى متوسط المربعات داخل المجموعات تتبع توزيعا خاصا هو توزيع « ف » · ويوضع متوسط المربعات بين المجموعات فى البسط دائما ، طالما أننا نهتم بتحديد ما اذا كانت الطرق قد أسهمت فى التباين العام أكثر مما أسهم به التشتت بين المفحوصين داخل المجموعات · وفى هذه الحالة يسمى متوسط المربعات داخل المجموعات عادة بحد الخطأ ·

وقد اعد سنيدكور (Snedecor) قيم احتمالات ف ويوضحها الجدول رقم هـ بالملحق ١ · وبعد تحديد ف ندخل الجدول المذكور بدرجات حرية التباين الكبير (*) على امتداد المحور الأفقى ودرجات حرية التباين الصغير على المحور الرأسى فاذا كانت ف التى حصلنا عليها أكبر من تلك اللازمة لمستوى الدلالة ٥ فى المائة ، رفض الفرض الصفرى ، مما يسمح باستنتاج أن الطرق مختلفة فى تأثيرها ·

ونعود الآن الى الدراسة الخاصة بأنواع المعززات اللفظية الثلاث ، لنحاول اجراء العمليات الحسابية اللازمة لتحليلها · ويتطلب التحليل كما ذكرنا حساب مجموع المربعات العام ، ومجموع المربعات داخل المجموعات (حد الخطأ) ، ومجموع المربعات بين المجموعات · وتمثل بيانات الجدول رقم ١٤ عدد الاستجابات الصحيحة التى اجراها كل مفحوص فى كل مجموعة من المجموعات الثلاث فى موقف التعلم بالتمييز ·

---

(١) حينما يكون تباين العينات غير متساو ، أى ليست العينات مشتقة من نفس المجتمع فان ذلك يخل بافتراض التقديرات المستقلة للتباين ويوجد وصف لاختبار بارتلت (Bartlett) لتجانس التباين لثلاث مجموعات أو أكثر فى (٢ : ١٩٥ ـ ١٩٨) ·

(*) والتباين الكبير فى تحليل التباين هو التباين بين المجموعات (الترجمة) ·

جدول رقم (١٤) عدد الاستجابات الصحيحة التى أجريت
بواسطة ثلاث مجموعات تجريبية مختلفة

صواب – خطأ	صواب – (لا شيء)	(لا شيء) – خطأ
٢٥	١٦	٢٥
٢٦	١١	١٥
١٧	١١	٢١
١٩	١٨	١٧
٢٦	١٥	٢٢
٢٣	١٦	٢٤
٢٤	١٥	١٥
٢٥	٢٠	٢٢
١٧	١٦	٢٦
١٩	١٠	١٥
مجـ س = ٢٢١	١٤٨	٢٠٢ = ٥٧١
مجـ $\text{س}^{٢}$ = ٥٠٠٧	٢٢٨٤	٤٢٥٠ = ١١٥٤١

١ – مجموع المربعات العام :

$$\text{مجـ}^{٢}_{\text{ع}} = \text{مجـ س}^{٢} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$(٢٥)^{٢} + (٢٦)^{٢} + (١٧)^{٢} + (١٩)^{٣} + \cdots + (١٥)^{٢} - \frac{(٥٧١)}{٣٠} = ٦٧٢,٩٧$$

٢ ـ مجموع المربعات بين المجموعات :

$$\text{مج ح}^{2}\text{ب} = \frac{(\text{مج س أ})^{2}}{\text{ن أ}} + \frac{(\text{مج س ب})^{2}}{\text{ن ب}} + \frac{(\text{مج س جـ})^{2}}{\text{ن جـ}} - \frac{(\text{مج س})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(\text{٢٢١})^{2}}{\text{٩٠}} + \frac{(\text{١٤٨})^{2}}{\text{١٠}} + \frac{(\text{٢٠٢})^{2}}{\text{١٠}} - \frac{(\text{٥٧١})^{2}}{\text{٣٠}}$$

$$= \text{٢٨٦ر٨٧}$$

٣ ـ مجموع المربعات داخل المجموعات :

$$\text{مج ح}^{2}\text{د} = \text{مج س}^{2}\text{أ} - \frac{(\text{مج س أ})^{2}}{\text{ن أ}} + \text{مج س}^{2}\text{ب} - \frac{(\text{مج س ب})^{2}}{\text{ن ب}}$$

$$+ \text{مج س}^{2}\text{جـ} - \frac{(\text{مج س جـ})^{2}}{\text{ن جـ}}$$

$$= \text{٥٠٠٧} - \frac{(\text{٢٢١})^{2}}{\text{١٠}} + \text{٢٢٨٤} - \frac{(\text{١٤٨})^{2}}{\text{١٠}} + \text{٤٢٥} - \frac{(\text{٢٠٢})^{2}}{\text{١٠}}$$

$$= \text{٣٨٦ر١٠}$$

وتوجد طريقة أيسر لحساب مجموع المربعات داخل المجموعات ، وهى ان تطرح مجموع المربعات بين المجموعات من مجموع المربعات العام :

٦٧٢ر٩٧ ـ ٢٨٦ر٨٧ = ٣٨٦ر١٠

جدول رقم (١٥) خلاصة تحليل التباين للمجموعات الثلاث

مصدر التباين	المربعات	د٠ح	متوسط المربعات	ف
بين المجموعات	٢٨٦ر٨٧	٢	١٤٣ر٤٣	١٠ر٠٣
داخل المجموعات (الخطأ)	٣٨٦ر١٠	٢٧	١٤ر٣٠	
المجموع	٦٧٢ر٩٧	٢٩		

ويوضح الجدول رقم ١٥ نتائج تحليل التباين وتحسب درجات الحرية وفقا للنموذج الذى قدمناه من قبل · ويساوى العدد الكلى لدرجات الحرية ن ــ ١ او ٣٠ ــ ١ = ٢٩ ، ودرجات الحرية الخاصة بمجموع المربعات بين المجموعات و ــ ١ أو ٣ ــ ١ = ٢ ، ودرجات الحرية داخل المجموعات ن ــ و أو ٣٠ ــ ٣ = ٢٧ ·

وبقسمة مجموعى المربعات على درجات الحرية الخاصة ، نحصل على تقديرى التباين المطلوبين أو متوسطى المربعات · وبقسمة متوسط المربعات بين المجموعات على متوسط المربعات داخل المجموعات ينتج ف = ٣٠ر١٠، وهى الخانة الأخيرة بالجدول رقم ١٥ · وبدخول جدول ف بدرجات حرية ٢ ، ٢٧ نجد أن ف اللازمة للدلالة عند مستوى ٥ فى المائة تساوى ٣٥ر٣ · ولما كانت النسبة الفائية التى حصلنا عليها اكبر من القيمة المطلوبة ، نستطيع أن نرفض الفرض الصفرى · ويمكننا أن نستنتج بناء على هذا التحليل ، أن المعاملات أو الطرق التجريبية ادت الى فروق بين المجموعات الثلاث ، وعندما يكون تحليل التباين دالا ، يمكننا اجراء مقارنات بين المجموعات باستخدام « ت » ، وذلك بأن نتناول اكبر فرق بين المتوسطات أولا ، ثم ننتقل منه الى الفرق الذى يليه ، وهكذا حتى نصل الى فرق غير دال · ويحسن أن ترجع الى ريان (Ryan) (٤) لتجد مناقشة وافية للقضايا المتضمنة فى هذه الطريقة ·

التصميم العاملى البسيط :

لنفرض أن مجربا يهتم بوجود الفروق بين الجنسين فى التعلم ، بالاضافة الى اهتمامه بدراسة طرق التعزيز اللفظى · فاذا قام بتوزيع عينة من الذكور وعينة من الاناث عشوائيا على كل طريقة تجريبية ، فانه بذلك يوفر مطالب التصميم العاملى · فالتصميم العاملى يوجد حينما تدرس جميع المتغيرات بكل تجمعاتها الممكنة فى تجربة واحدة · وتسمى التجربة التى تتضمن حالتين تجريبيتين لمتغيرين مختلفين ، بالتصميم العاملى ٢ فى ٢ (٢ × ٢) · وتتضمن المشكلة الحالية ثلاث حالات تجريبية لأحد المتغيرين وحالتين للمتغير الثانى بكل تجمعاتها ، ولذلك تعرف بالتصميم العاملى ٣ × ٢ · وقد نظمت البيانات المستمدة من هذا التصميم فى الجدول رقم ١٦ لتوضح كيف تتم التجمعات ·

جدول رقم (١٦) عدد الاستجابات الصحيحة التى أجريت فى موقف تعلم التمييز

صواب - خطأ		صواب - (لا شئ)		(لا شئ) - صواب	
بنين	بنات	بنين	بنات	بنين	بنات
٢٥	٢٧	١٦	١٣	٢٥	٢٥
٢٦	٢٧	١١	١٢	١٥	٢٧
١٧	٣٤	١١	١٣	٢١	١٨
١٩	٣٥	١٨	١٠	١٧	٢٨
٢٦	٣٣	١٥	١٦	٢٣	١٨
٢٣	٣٦	١٦	١٩	٢٤	٢٤
٢٤	٢٩	١٥	١٤	١٠	٢٠
٢٥	٢٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٥
١٧	٣٦	١٦	١٨	٢٦	٢١
١٩	٤٥	١٠	١٤	١٥	١٦
مج س = ٢٢١	٣٢١	١٤٨	١٥٠	٢٠٢	٢٢٢ = ١٢٦٤
مج س٢ = ٥٠٠٧	١٠٤٢٧	٢٢٨٤	٢٣٥٦	٤٢٥٠	٠٨٤ = ٢٩٤٠٨

ولكى يفهم الطالب المنطق الذى يقوم عليه تحليل البيانات المقدمة فى الجدول رقم ١٦ ، يجب أن يعالج أولا المجموعات الست المتضمنة فى الدراسة بصرف النظر عن الطريقة التى خضعوا لها · ومن الواضح أن الفروق بين هذه المجموعات يمكن تقديرها باتباع الخطوات التى نوقشت فى القسم السابق · ويلزم لذلك العمليات الحسابية التالية :

١ ـ مجموع المربعات العام :

$$(٢٥)^٢ + (٢٦)^٢ + (١٧)^٢ + \cdots\cdots (١٦)^٢ - \frac{(١٢٦٤)^٢}{٦٠}$$

$$= ٢٧٧٩٫٧٣$$

٢ ـ مجموع المربعات بين المجموعات :

$$\frac{(٢٢١)^٢}{١٠} + \frac{(٣٢١)^٢}{١٠} + \frac{(١٤٨)^٢}{١٠} + \frac{(١٥٠)^٢}{١٠} + \frac{(٢٠٢)^٢}{١٠} + \frac{(٢٢٢)^٢}{١٠} - \frac{(١٢٦٤)^٢}{٦٠} = ٢٠٠٩٫١٣$$

٣ ـ مجموع المربعات داخل المجموعات :

٥٠٧ ـ (٢٢١)^٢ / ١٠ + ١٠٤٢٧ ـ (٣٢١)^٢ / ١٠ + ٢٢٨٤ ـ (١٤٨)^٢ / ١٠

+ ٢٤٥٦ ـ (١٥٠)^٢ / ١٠ + ٤٢٥٠ ـ (٢٠٢)^٢ / ١٠ + ٥٠٨٤ ـ (٢٢٢)^٢ / ١٠

= ٦٠ر٧٧٠

العام ـ بين المجموعات = داخل المجموعات
٧٣ر٢٧٧٩ ـ ١٣ر٢٠٠٩ = ٦٠ر٧٧٠

ويلخص الجدول رقم ١٧ نتائج هذا التحليل ، ويمكن ان نرى منـه ان الفروق بين المجموعات ذات دلالة احصائية (ف = ١٦ر٢٨) • على ان اهتمامنا لا يتعلق بوجود فروق بين المجموعات بصفة عامة ، وانما ينصب على الفروق الموجودة بين الطرق والموجودة بين الجنسين • وفى التصميم العاملى نستطيع أن نقسم مجموع المربعات بين المجموعات الى اجزاء بقدر

جدول رقم (١٧) خلاصة التحليل المبدئى لبيانات الجدول رقم (١٦)

مصدر التباين	مجموع المربعات	د٠ح	متوسط المربعات	ف
بين المجموعات	١٣ر٢٠٠٩	٥	٨٣ر٤٠١	١٦ر٢٨
داخل المجموعات (الخطأ)	٦٠ر٧٧٠	٥٤	٢٧ر١٤	
المجموع	٧٣ر٢٧٧٩	٥٩		

ما يوجد لدينا من درجات الحرية • ونحن لدينا فى هذه الحالة خمس درجات للحرية ، اثنتان منها يمكن أن يردا الى اثر الطـرق ، وواحدة الى متغير الجنس ، وتترك درجتان من درجات الحرية دون تحديد • والواقع أن درجتى

الحرية الباقيتين ترجمان إلى مجموع المربعات الناتج عن التفاعل بين الطرق والجنس ويعرف بتفاعل الطرق × الجنس · وســـوف نرجىء شرح المعنى الدقيق للتفاعل وتفسيره ، حتى نعالج أولا خطوات حساب مجموعات مربعات هذا التحليل ·

ولعله من المفيد ونحن نعالج خطوات التحليل ، أن نضع فى أذهاننا باستمرار أهـداف البحث · فنحن نهتم أولا بالفروق بين مجموعـات الطرق بغض النظر عن جنس المفحوصين ، ونهتـم ثانياً بالفـــروق بين الجنسين بصرف النظر عن جنس المفحوصين، ونهتم بالتفاعل بين المتغيرين· ويترتب على ذلك اذن . ان يتضمن حساب مجموع المربعات بين الطرق تجميع مجمـوع درجات الجنسين داخل كل طريقة ·

مجموع المربعات بين الطرق :

$$\frac{(٢٢١ + ٣٣١)^{٢}}{٢٠} + \frac{(١٤٨ + ١٥٠)^{٢}}{٢٠} + \frac{(٢٠٢ + ٢٣٢)^{٢}}{٢٠}$$

$$- \frac{(١٢٦٤)^{٢}}{٦٠} = ١٤٨٨٫٩٣$$

وبالمثل فى تحديد مجموع المربعات بين الجنسين ؛ نقوم بتجميع درجات الطرق داخل كل جنس ·

مجموع المربعات بين الجنسين :

$$\frac{(٢٢١ + ١٤٨ + ٢٠٢)^{٢}}{٣٠} + \frac{(٣٣١ + ١٥٠ + ٢٣٢)^{٢}}{٣٠} - \frac{(١٢٦٤)^{٢}}{٦٠}$$

$$= ٢٤٨٫٠٦$$

ويقوم حساب مجموع مربعات التفاعل على نفس المبدأ الذى استخدم فى تحديد درجات حرية التفاعل بين المتغيرين ، حيث كانت هى الدرجات الباقية بعد طرح درجات حرية المتغيرين من درجات حرية مجموع المربعـات بين المجموعات · ولعلنا نذكر أن الخطوة الأولى فى تحليل بيانات هذه المشكلة كانت حساب مجموع المربعـات بين المجموعات الست ، ووجـد أنه يساوى

١٣ر٢٠٠٩ : ومن هذا المجموع تم حساب مجموع المربعات بين الطرق مضافا اليه مجموع المربعات بين الجنسين ويمثل ٩٩ر١٧٣٦ ، وبذلك يكون الباقى ١٤ر٢٧٢ ، وهو مجموع مربعات التفاعل بين المتغيرين ٠

وبقسمة مجموعات المربعات على درجات الحرية الخاصة ، كما هو موضح بالجدول رقم ١٨ ، نحصل على متوسطات المربعات ٠ وبقسمة متوسطات المربعات الخاصة بالطرق والجنس وتفاعل الطرق × الجنس ، على متوسط المربعات داخل المجموعات ، نحصل على النسب الفائية المطلوبة ٠

جدول رقم (١٨) خلاصة تحليل التباين لبيانات الجدول رقم (١٦)

مصدر التباين	مجموع المربعات	د ٠ ح	متوسط المربعات	ف
بين الطرق (ط)	٩٣ر١٤٨٨	٢	٤٦ر٧٤٤	١٧ر٥٢
بين الجنسين (ج)	٠٦ر٢٤٨	١	٠٦ر٢٤٨	٣٨ر١٧
تفاعل ط × ج	١٤ر٢٧٢	٢	٠٧ر١٣٦	٥٤ر٩
داخل المجموعات	٦٠ر٧٧٠	٥٤	٢٧ر١٤	
المجموع	٨٣ر٢٧٧٩	٥٩		

ومن الجدول هـ (*) نجد أن النسبة الفائية لدرجات حرية ٢ ، ٥٤ اللازمة للدلالة عند مستوى ٥ فى المائة تساوى ١٨ر٣ ، وعند مستوى واحد فى المائة ٠٦ر٥ ٠ وبذلك نستطيع تفسير النتائج الموضحة بالجدول ١٨ بأنه توجد فروق دالة بين مجموعات الطرق الثلاث (ف = ٣٨ر١٧) ، فيما يتعلق بالأداء فى المتغير التابع ٠ ويمكن أن يفسر التفاعل الدال احصائيا بأنه يعنى أن الطرق تختلف فى تأثيرها تبعا لجنس المفحوص ٠ وننتقل الآن الى شرح أكثر تفصيلا لتفسير التفاعل ٠

معنى التفاعل : يدل فحص الجدول رقم ١٦ على أن أداء الاناث فى مجموعة ص — خ من التعزيز ، كان أفضل من أداء الاناث فى أى مجموعة

(*) الجدول المذكور غير كامل ويمكن الرجوع الى (فؤاد البهى السيد) الجداول الاحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الاخرى — دار الفكر العربى ١٩٥٨ (الترجمة)

أخرى من مجموعات التعزيز · ولكى نرى كيف تســاهم هذه الحقيقة فى مجموع مربعات التفاعل ، دعنا نبسط المشكلة باسقاط احدى الطرق ، لينتج تصميم عاملى ٢ × ٢ · ولنركز انتباهنا الآن على الجدول رقم ١٩ ، الذى وضعنا فيه مجموع درجات كل مجموعة من المجموعات الأربع المتضمنة ·

جدول رقم (١٩) مجاميع للدرجات لتحليل الطرق والجنس

	صواب ـ خطأ	(لاشىء) ـ صواب	الفرق
بنين	٣٢١	٢٢٢	٩٩
بنات	٢٢١	٢٠٢	١٩
الفرق	١٠٠	٢٠	

يلاحظ أن الفرق بين البنين والبنات فى طريقة ص ـ خ هو ٣٢١ ـ ٢٢١ = ١٠٠ ، وأن الفرق بين الجنسين فى طريقة (لا شىء) ـ خطأ هو ٢٢٢ ـ ٢٠٢ = ٢٠ · ويدل عدم تساوى الفرقين على وجود التفاعل · ويلاحظ بوضوح أن الاناث فى طريقة صواب ـ خطأ ، حصلن على استجابات صحيحة أكثر من أى مجموعة من المجموعات الأخرى ، بما فيها مجموعة الاناث فى طريقة (لاشىء) ـ خطأ · كما يلاحظ أيضا أن الفرق بين مجموعى الطريقتين عند الاناث هو ٣٢١ ـ ٢٢٢ = ٩٩ ، بينما الفرق بين مجموعى الطريقتين عند الذكور هو ٢٢١ ـ ٢٠٢ = ١٩ · ويدل عدم تساوى الفرقين على تفوق أداء الاناث فى طريقة صواب ـ خطأ ·

تعقيبات أخرى على تحليل التباين :

لا يسمح لنا المكان بأن نعالج هنا طرقا أخرى لتحليل التباين · ولكن يجب أن يدرك الطالب أنه توجد طرق أخرى كثيرة ، وهى مجرد امتدادات للنظرية والطرق التى قدمناها فى هذه الصفحات · فمثلا ، يمكن أن يكون لدينا تصميمات عاملية شديدة التعقيد ، تتضمن أربع حالات لأحد المتغيرات، وثلاث حالات لمتغير آخر ، وربما حالتين لمتغير ثالث · مثل هـذا التصميم يعطى ٢٤ مجموعة ، بحيث يلزم ٢٤ مفحوصا لمجرد أن يكون فى كل خلية مفحوص واحد · واذا رمزنا للمتغيرات بالحروف أ ، ب ، حـ وافترضنا

أن العدد الكلى للمفحوصين ن يساوى ٤٨ (مفحوصان فى كل خلية) ، فان خلاصة التحليل تكون كما هى موضحة بالجدول (رقم ٢٠) ٠

وفى هذه الحالة نستطيع — الى جانب اختبار دلالة الفروق بالنسبة لكل متغير — أن نختبر دلالة ثلاثة تفاعلات بسيطة وتفاعل ثلاثى واحد ايضا ٠

جدول رقم (٢٠) خلاصة تحليل التباين لتصميم عاملى ٤ × ٣ × ٢

مصدر التباين	درجات الحرية
ا	٣
ب	٢
حـ	١
ا × ب	٦
ا × حـ	٣
ب × حـ	٢
ا × ب × حـ	٦
داخل المجموعات	٢٤
المجموع	٤٧

ويعطينا التفاعل الثلاثى معلومات عن آثار المتغيرات الثلاثة مجتمعة على اداء المفحوصين ٠

ويجب أن نشير هنا ايضا ، الى اسلوب آخر مفيد يعرف بتحليل التباين التلازم ٠ ولنتذكر مؤقتا المشكلة التى قدمناها سابقا حينما كنا مهتمين بدلالة التغير من مجموعة العشرين محاولة الأولى الى العشرين محاولة الأخيرة ٠ فى هذا التحليل أخذنا فى اعتبارنا مقـــدار الارتباط بين الأداء فى المراحل الأولى من التعلم وبينه فى المراحل الأخيرة منه ، وكانت خلاصـــة اثر هذه الطريقة تقليل قيمة حـد الخطأ ، وهنا نستطيع أيضا أن نستخدم اكثر من

مجموعتين فى تصميم عاملى ، بحيث يتم فيه تكافؤ جميع المفحوصين فى كل صفة ، من حيث القدرة المبدئية مثلا وتزداد حساسية تحليل التباين بقدر توفير تكافؤ جيد بين المفحوصين ٠ وفى جميع هذه التصميمات ؛ يتم توفير التكافؤ فى متغير معين ــ القدرة المبدئية عادة ــ قبل اجراء التجربة نفسها ٠ الا أن ذلك ليس ممكنا على الدوام ٠ فقد لا يستطيع الباحث مثلا رؤية المفحوصين اكثر من مرة ، بحيث لا يكون لديه وقت لتوزيعهم على المجموعات بما يحقق تكافؤا مثاليا بينها ٠ كما يظهر ايضا فى بعض الأحيان ، أثناء اجراء التجربة أن متغيرا خارجيا يسهم فعلا اسهاما جوهريا فى نتائج الدراسة ، وبذلك يكون من الضرورى أخذ هذا المتغير فى الاعتبار ٠ وتحليل التباين المتلازم يفيد فى جميع هذه المواقف ٠

ويتضمن تحليل التباين المتلازم ــ كما يوحى اسمه ــ طرق تحليل التباين والارتباط ، وخاصة الانحدار ٠ فلو فرض أننا فى تجربة معينة حصلنا على درجات فى اداء مبدئى ، ووجد انها ترتبط بالأداء فى الموقف التجريبى ، فان هدفنا فى تحليل التباين المباشر ينصب على دلالة الفروق بين المتوسطات فى الموقف التجريبى فقط ٠ ولكن هذه المتوسطات قد يدخل فيها اثر الأداء المبدئى ٠ وتمكننا طرق تحليل التباين المتلازم من أن نعدل متوسطات المتغير التجريبى ، عن طريق استخدام انحدار الدرجات على الأداء المبدئى ٠ وبالاضافة الى تعديل المتوسطات ، تقلل هذه الطرق مقدار حد الخطأ ، بأن تأخذ فى اعتبارها التشتت الذى يرجع الى الفروق فى الأداء المبدئى ٠

اختبار الدلالة كا٢

يوجد كثير من مواقف البحث يهتم المجرب فيها بتكرار أو نسبة الأفراد الذين يدخلون فى فئات معينة محددة فى مجتمع معين ٠ فمثلا ، قد يهتم باحث باتجاهات الأفراد الذين يصنفون الى فئات وفقا لمستوى التعليم ، فيما يتعلق بقضية معينة ، يمكن رصد استجاباتهم ازاءها ٠ وقد يوجد شعور فى موقف آخر ، بأن بندا معينا من بنود اختبار ما ، يحابى أحد الجنسين ، ومن ثم نحسب عدد الذكور وعدد الاناث الذين أجابوا اجابة صحيحة فى هذا البند ، والذين أخطأوا فيه ٠ وقد ترغب فى موقف آخر فى أن نحدد ما اذا كان توزيع تكرارى معين اعتداليا حقيقة ، وفيه ينصب اهتمامنا على

تكرارات الفئات . وجميع هذه المواقف يمكن تحليلها باستخدام طـريقة الكاى تربيع (كا٢) .

والفكرة الرئيسية التى تقوم عليها الكاى تربيع - مصاغة وفقا للفرض الصفرى - هى أن التكرار الملاحظ فى فئة معينة ما هو الا انحراف صدفة عن التكرار الفرضى أو المتوقع لهذه الفئة . وتشتق هذه التكرارات المتوقعة من أى تحديد يعطيه الباحث للفرض الصفرى ، فمثلا فى مشكلة ذات فئتين كمشكلة الخبير التى صادفناها فى بداية هذا الفصل ، قد نقرر أن التكرار الملاحظ فى كل فئة يجب أن يكون بنسبة واحد الى اثنين أو واحد الى ثلاثة . والخطوة التالية هى حساب كا٢ التى يمكن حسابها بالمعادلة (١٧) .

$$كا^2 = مج \frac{(ت - تَ)^2}{تَ} \qquad (١٧)$$

حيث أن ت = التكرار الملاحظ فى الفئة
تَ = التكرار المتوقع

ولعلنا نذكر فى حالة الخبير ، أنه استطاع أجراء ثمان استجابات صحيحة ، من عشرة استجابات ممكنة . وبافتراض أن التكرار المتوقع ٥ ، يتضح من المعادلة (١٧) أن كا٢ تساوى $\frac{٩}{٥}$ = ١٫٨٠ . على أن هذه المشكلة مشكلة ذات فئتين ، ومن ثم يجب أن تحسب كاى تربيع أخرى للفئة الثانية ، وستكون قيمتها هنا ١٫٨٠ أيضا ، وبجمع الاثنتين نحصل على المجموع ٣٫٦٠ . ومن المهم أن نتذكر دائما أن الكاى تربيع لابد أن تحسب لكل فئة من فئـات المشكلة .

ولتفسير معنى الكاى تربيع التى حصلنا عليها ، لابد من الرجوع الى الجدول رقم د (ملحق ١) ، وهو جدول كا٢ . ويلاحظ من هذا الجدول أن قيم كا٢ اللازمة للدلالة عند مستوى ٥ فى المائة أو واحد فى المائة ، تختلف باختلاف درجات الحرية . ولعلك تذكر من مناقشتنا لدرجات الحـرية بالنسبة

لاختبار « ت » ، أن عدد درجات الحرية فى مشكلة معينة ، يعتمد على عدد الدرجات الحرة فى تغيرها ٠ ونفس الأمر صحيح بالنسبة للكاى تربيـع ، فيما عدا أن اهتمامنا هنا يتعلق بعدد الفئات الحرة فى التغير ٠ ولذلك لدينـا فى المشكلة الحالية درجة حرية واحدة ، اذ أن معرفتنا بأن العـدد الكلى للتكرار ١٠ ، وأن ٨ منه فى فئة « الصواب » ، تمكننا من أن نعرف تلقائيا أن التكرار ٢ يوجد فى فئة « الخطأ » ، وتتطلب الدلالة عند مستوى ٥ فى المائة بدرجة حـرية واحدة كا^{٢} قيمتها ٨٤ر٣ ، وهى أكبـر من القيمـة التى حصلنا عليها ٠ وعلى ذلك لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ، ونستنتج أن اداء الخبير ما هو الا انحراف صـــدفة عن نســبة واحد الى اثنين من الاستجابات الصحيحة ٠

وقد يشك الطالب اليقظ فى وجود علاقة ما بين الكاى تربيع التى حسبناها وبين اختبار ذ الذى عولج فى بداية هذا الفصل ٠ والواقع أن هـذه العلاقة هى أن الكاى تربيع ذات درجة حرية واحدة تساوى ذ^{٢} ٠ وقد كانت ذ التى حصلنا عليها فى مشكلة الخبير ٥٨ر١ ، وبتربيعها تصبح ٥٠ر٢ ٠ وهذه القيمة الأخيرة لا تتفق مع قيمة كا^{٢} التى حصلنا عليها ، وذلك لأننا لم نجر عملية التصحيح للاستمرار فى حسابها ، وهو اجراء يجب اتباعه حينما تكون درجة حرية واحدة ٠ وباعادة حساب كا^{٢} مع عملية التصحيح نحصـل على :

(*)

$$كا^{٢} = \frac{(|٨-٥|-٥ر٠)^{٢}}{٥} + \frac{(|٢-٥|-٥ر٠)^{٢}}{٥}$$

$$= \frac{٢٥ر٦}{٥} + \frac{٢٥ر٦}{٥}$$

$$= ٥٠ر٢$$

وهى نفس قيمة ذ^{٢} بالضبط ٠

(*) وضع العلامة // يعنى القيمة المطلقة ، وهى فى مثالنا قيمة الفرق المطلقة ٠ (الترجمـــة) ٠

التصنيف الرباعى :

تعـد المواقف التى تتضمن متغيرين يصنف كل منهما الى فئتين احد الاستخدامات الرئيسية للكاى تربيع • ومثال لمشكلة نموذجية من هذه المواقف هى تحديد ما اذا كانت توجد فروق بين الجنسين فى الاتجاه نحـو تحريم الخمور • فقد تسال عينة من خمسين رجلا واربعين امراة عما اذا كانوا يؤيدون أو يعارضون تحريم الخمور • ويمكن ان تلخص البيانات فى شـكل مثل جدول ٢١ • تصبح المشكلة الأولى أن نحدد التكرارات المتوقعة • ولكن ليس لدينا فى هذه الحالة مبرر لتوقع نسب معينة • ومن ثم فان افضـل ما نستطيع عمله ، وفقا للفرض الصفرى ، هو أن نجمع التـكرار الكـلى لاستجابات نعم (ب + د) ونقسم هذا المجموع على العدد الكلى للعينـة (ن) ، فنحصل على تقدير لنسبة المجتمع (ط) التى تفضل التحريم •

جدول رقم (٢١) جدول تكرارى رباعى

لا	نعم	
ا	ب	ا + ب = $ن_١$
حـ	د	حـ + د = $ن_٢$
ا + حـ	ب + د	

$$ط = \frac{ب + د}{ن}$$

$$ق = \frac{ا + حـ}{ن}$$

وبالمثل تعطى قسمة ا + حـ على ن تقديرا لنسبة المجتمع (ق) التى

تعارض التحريم . ويمكن حساب النسبة الأخيرة بطريقة أسهل من العلاقة ق = ١ ـ ط . وبعد هاتين النسبتين يمكن حساب التكرارات المتوقعة باستخدام المعادلة (١٨) ·

تَ ا = ق × ن١

تَ ب = ط × ن١

تَ ج = ق × ن٢

تَ د = ط × ن٢

ولكى نرى كيف تتم خطوات حل هذه المشكلة ، نضع الآن بيانات فرضية فى جدول التكرار الرباعى الذى نناقشه ·

جدول رقم ٢٢ الفروق بين الجنسين فى الاتجاه نحو تحريم الخمور
الأرقام بين قوسين هى التكرارات المتوقعة)

	لا	نعم	مج
رجال	٤٠ (٣٠)	٢٠ (٣٠)	٦٠
سيدات	١٠ (٢٠)	٣٠ (٢٠)	٤٠
مج	٥٠	٥٠	١٠٠

يتم حساب التكرارات المتوقعة كما يلى :

تَ ا = ((٤٠ + ١٠) / ١٠٠ = ٥ر٠) × ٦٠
= ٣٠

تَ ب = ((٢٠ + ٣٠) / ١٠٠ = ٥ر٠) × ٦٠
= ٣٠

$$\text{تَ جـ} = \left(\frac{\text{٤٠} + \text{١}}{\text{١٠٠}} = \text{٠ر٥}\right) \times \text{٤٠} \qquad \text{تَ د} = \left(\frac{\text{٢٠} + \text{٣٠}}{\text{١٠٠}}\right.$$

$$= \text{٢٠} \qquad\qquad = \left(\text{٠ر٥}\right. \times \text{٤٠}$$

$$= \text{٢٠}$$

ويستمر بعد ذلك حساب كا٢ بالطريقة العادية وفقا للمعادلة (١٧) . مع اجراء التصحيح اللازم حينما لا يكون هناك الا درجة حرية واحدة .

$$\text{كا}^{\text{٢}} = \frac{(|\text{٤٠} - \text{٣٠}| - \text{٠ر٥})^{\text{٢}}}{\text{٣٠}} = \text{٣ر٠١} \qquad \text{كا}^{\text{٢}} = \frac{(|\text{١٠} - \text{٢٠}| - \text{٠ر٥})^{\text{٢}}}{\text{٢٠}} = \text{٤ر٥١}$$

$$\text{كا}^{\text{٢}} = \frac{(|\text{٢٠} - \text{٣٠}| - \text{٠ر٥})^{\text{٢}}}{\text{٣٠}} = \text{٣ر٠١} \qquad \text{كا}^{\text{٢}} = \frac{(|\text{٣٠} - \text{٢٠}| - \text{٠ر٥})^{\text{٢}}}{\text{٢٠}} = \text{٤ر٥١}$$

$$\text{مجـ كا}^{\text{٢}} = \text{١٥ر٠٤}$$

وقيمة كا٢ الناتجة ، بدرجة حرية واحدة ، أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠٥ر ، ومن ثم نستطيع أن نرفض الفرض الصفرى ، وأن نستنتج وجود فروق بين الجنسين فى الاتجاه نحو التحريم . ويدل فحص الجدول التكرارى على أن الرجال يعارضونه ، بينما تميل السيدات الى تأييده .

وتقدم المعادلة (١٩) طريقة أخرى لتحليل بيانات الجدول الرباعى :

$$\text{كا}^{\text{٢}} = \frac{\text{ن}(\text{اد} - \text{ب جـ})^{\text{٢}}}{(\text{ا}+\text{ب})(\text{جـ}+\text{د})(\text{ا}+\text{جـ})(\text{ب}+\text{د})} \qquad (\text{١٩})$$

استخدام الكاى تربيع فى الجداول التى تزيد على أربع خلايا (ع × ص) :

وبطبيعة الحال ، يمكن استخدام الكاى تربيع حينما يوجد أكثر من فئتين لكل متغير ، وتطبق الخطوات التالية فى معظم هذه المواقف . وسوف نحلل – كمثال لهذه المواقف – جانبا واحدا من دراسة معينة (٣) ، كان الباحث فيه مهتما بدراسة استقرار الأداء فى كل قدرة من القدرات العقلية الأولية الخمس بالنسبة للاداء فى الاختبار ككل ، خلال فترة ثلاث سنوات ونصف . وقد تم تحويل توزيعات الدرجات الفرعية وتوزيع الدرجة الكلية الى درجات تساعية معيارية ثم صنف المفحوصون فى كل قدرة على حدة الى ثلاث فئات :

جدول رقم ٢٣ : العلاقات بين أنماط الدرجات المرتفعة والمنخفضة
في مستوى الصفين الثاني والثالث الثانوي

الصف الثاني الإعدادي	ل			م			ع			ف			ط ل		
	الصف الثالث الثانوي														
	+	=	−	+	=	−	+	=	−	+	=	−	+	=	−
+	٢٣	٩	٢	٢٦	١١	١	٢١	٨	٨	٢٨	١٤	٤			
=	٩	٧	١٣	٦	٥	٨	١٠	١٠	٨	٩	١٠	٦	٢٥	٦	٨
=													٥	٦	١٢
−	١٠	٨	١٩	٨	٨	٢٥	٤	١٢	١٩	٣	١٢	١٤	١١	٤	٢٣
	كا٢ = ٢١٫٤٨			كا٢ = ٢٧٫٧٨			كا٢ = ١٧٫٨٨			كا٢ = ٢٣٫٨٢			كا٢ = ١٨٫٧٣		
	د. ح = ٤			د. ح = ٤			د. ح = ٤			د. ح = ٤			د. ح = ٤		
	الدلالة = ٠٫٠٠١			الدلالة = ٠٫٠٠١			الدلالة = ٠٫٠٠١			الدلالة = ٠٫٠٠١			الدلالة = ٠٫٠٠١		

١ ـ مجموعة الزيادة ، وتشمل أولئك المفحوصين الذين تزيد درجة القدرة عندهم عن درجتهم الكلية بدرجة تساعية واحدة على الأقل فى مستوى الصفين ·

٢ ـ مجموعة التساوى ، وتشمل أولئك المفحوصين الذين تقع درجة القدرة عندهم فى نفس الدرجة التساعية التى تقع فيهـا الدرجة الكلية فى المناسبتين ·

٣ ـ مجموعة النقص ، وتشمل أولئك المفحوصين الذين تقل درجة القدرة عندهم عن درجتهم الكلية بدرجة تساعية واحدة على الأقل فى المناسبتين ·

وقد أدت هذه العملية الى تكوين خمسة جداول تكرارية ٣ × ٣ بواقع جدول لكل قدرة كما هو موضح بالجدول رقم ٢٣ ·

وتيسيرا للامر ، سوف نعالج تفصيلا الكاى تربيع للقدرة العددية (ع) فقط · يتم حساب التكرارات المتوقعة بنفس الطريقة التى تحسب بهـا فى جدول ٢ × ٢ ، وبنفس الافتراض الذى تقوم عليه فيما يتعلق بالفرض الصفرى · وبمجرد تحديد التكرارات المتوقعة ، نستطيع ان ننتقل لحساب الكاى تربيع ·

٣٥/١٠٠ × ٣٧ = ١٢ر٩٥ ٣٠/١٠٠ × ٣٧ = ١١ر١٠ ٣٥/١٠٠ × ٣٧ = ١٢ر٩٥

٣٥/١٠٠ × ٢٨ = ٩ر٨٠ ٣٠/١٠٠ × ٢٨ = ٨ر٤٠ ٣٥/١٠٠ × ٢٨ = ٩ر٨٠

٣٥/١٠٠ × ٣٥ = ١٢ر٢٥ ٣٠/١٠٠ × ٣٥ = ١٠ر٥٠ ٣٥/١٠٠ × ٣٥ = ١٢ر٢٥

كا٢ = (٢١ـ١٢ر٩٥)٢ / ١٢ر٩٥ كا٢ = (١٨ـ١١ر١٠)٢ / ١١ر١٠ كا٢ = (٨ ـ ١٢ر٩٥)٢ / ١٢ر٩٥

كا٢ = (١ ـ ٨ر٨٠)٢ / ٩ر٨٠ كا٢ = (١٩ ـ ٨ر٤٠)٢ / ٨ر٤٠ كا٢ = (٨ ـ ٩ر٨٠)٢ / ٩ر٨٠

كا٢ = (٤ ـ ١٢ر٢٥)٢ / ١٢ر٢٥ كا٢ = (١٢ـ١٠ر٥٠)٢ / ١٠ر٥٠ كا٢ = (١٩ـ١٢ر٢٥)٢ / ١٢ر٢٥

مج كا٢ = ٧١ر٨٨

ولكى نحدد احتمالات الحصول على كا٢ بهذه القيمة ، نحتاج بالضرورة الى معرفة عدد درجات الحرية · ويجب أن نتذكر ، عند تمحيص الجدول رقم ٢٣ ، أن عدد درجات الحرية فى الكاى تربيع دالة لعدد الخلايا الحرة فى التغير · وواضح فى المشكلة الحالية أنه لا يمكن أن يتغير أكثر من أربع خلايا ، ولذلك يوجد أربع درجات حرية للجدول ٣ × ٣ · وتوجد طريقة أيسر لتحديد درجات الحرية ، وهى أن نضرب عدد الأعمدة (ع) ناقص واحد فى عدد الصفوف (ص) ناقص واحد : د · ح = (ع ـ ١) × (ص ـ ١) ·

وبذلك نستطيع الآن الحكم على نتائج التحليل · فبالكشف فى الجدول رقم د (ملحق أ) نجد أنه لأربع درجات للحرية يلزم كا٢ مقدارها ٩٫٤٨٨ للدلالة عند مستوى ٥ فى المائة ، وهذه القيمة أصغر من كا٢ التى حصلنا عليها · وعلى ذلك نستطيع رفض الفرض الصفرى واستنتاج وجود اتساق بين الأداء فى الصف الثانى الاعدادى والأداء فى الصف الثالث الثانوى · ويتضمن هذا التفسير وجود علاقة ما ، وهو ما قصد اثباته · على أن هذا التفسير يختلف الى حد ما عما قدم سابقا · اذ الواقع انه يمكن تقرير وجود فروق دالة بين المجموعات بينما قد يكون المعنى الدقيق لذلك غير واضح الى حد ما · ولعلك تذكر أننا فى حساب التكرارات المتوقعة ، افترضنا أن نسبة المفحوصين فى فئات الصف الثالث الثانوى الثلاث متساوية · ولو كان ذلك صحيحا فعلا ، لما كانت الكاى تربيع ذات دلالة ، اذ أن التكرارات كانت ستصبح موزعة توزيعا متناسبا فى الفئات الثلاث ، ومستقلة عن الأداء بالصف الثانى الاعدادى· ومهما يكن ، فالذى حدث هو أن الأفراد الذين كانوا فى فئة معينة بالصف الثانى الاعدادى ، كانوا يميلون الى البقاء فى نفس هذه الفئة فى الصف الثالث الثانوى · وهذا يؤدى الى تكرارات أكبر ، دون تناسب ، فى فئات : الزيادة ـ الزيادة ، والتساوى ـ التساوى ، النقص ـ النقص ، مما يسمح بتفسير الفروق الدالة · ولكن فى حدود الغرض من التحليل ، يبدو أن التفسير على أساس العلاقة أكثر ملاءمة ·

الأساليب اللابارامترية

تستند اختبارات الدلالة الاحصائية التى عولجت فى الأقسام السابقة من هذا الفصل مثل اختبارات « ت » و « ذ » و « ف » ، الى افتراض أن المتغيرات اعتدالية فى توزيعها • ولا تؤدى المخالفة البسيطة لهذا الافتراض الى نتائج خطيرة حينما يكون حجم العينة كبيرا ، وخاصة فيما يتعلق بمشكلات الاحتمالات ، الا أنه حينما يكون حجم العينة صغيرا ، فان التوزيعات غير الاعتدالية تثير مشكلات معينة ، وغالبا ما تتطلب استخدام اختبارات الدلالة غير محدودة بافتراضات اعتدالية توزيع السمة • وتعرف هذه الأساليب بالاحصاء اللابارامترى • وقد يتعجب الطالب ، لماذا لا تستخدم هذه الأساليب طالما انها لا تستلزم افتراض اعتدالية السمة ، بصرف النظر عن طبيعة التوزيع • والاجابة على ذلك ، هى أن هذه الاختبارات ليست بكفاءة اختبارات ت » و « ف » ، بمعنى أن هناك احتمالا كبيرا عند استخدامها لان نفشل فى رفض الفرض الصفرى عندما يكون غير صحيح حقيقة (خطأ النوع الثانى)• ويفضل معظم الباحثين استخدام المقاييس التى تزيد الى اقصى حد احتمال رفض الفرض الصفرى •

اختبار الوسيط :

كانت بعض الاختبارات الاحصائية ملائمة للعينات المستقلة ، وبعضها مناسبا للعينات المرتبطة (الأزواج المتناظرة) كما لاحظنا سابقا • ونفس الوضع صحيح فى الاختبارات اللابارامترية • ومن هذه الأخيرة ، يعتبر اختبار الوسيط اختبار اشارة للعينات المستقلة ، وسوف يتضح لنا معنى مصطلح « اشارة » المستخدم ، من معالجة خطوات حسابه • فلو أخذنا بيانات الجدول رقم ٩ ، وجمعنا توزيعى الدرجات فى توزيع واحد ، فان وسيط التوزيع العام سيكون ١٧ر٥ ، بعد ذلك نقسم عدد درجات كل توزيع على حدة الى قسمين : قسم يشمل عدد الدرجات التى تقع فوق الوسيط وقسم يشمل تلك التى تقع تحته ، ثم نرتبها فى جدول تكرارى ٢ × ٢ كما هو موضح بالجدول رقم ٢٤ • وبحساب كا٢ بالطريقة العادية ، نجد انها تساوى ٢٨٢ر١ ،

جدول رقم ٢٤ : نتائج تحليل البيانات المستمدة من جدول رقم ٩ بواسطة اختبار الاشارة (*) ٠

(الأعداد بين قوسين التكرارات المتوقعة)

(١٢) ١٤	(١٣) ١١	٢٥
(١٢) ١٠	(١٣) ١٥	٢٥
٢٤	٢٦	

وهى ليست ذات دلالة احصائية لدرجة حرية واحدة ٠ وعلى ذلك لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ويمكن أن نستنتج أن العينتين مشتقتان من مجتمع أصل واحد له وسيط واحد ٠

ويمكن باتباع نفس الخطوات السابقة ، استخدام اختبار الوسيط لأكثر من مجموعتين ٠ فنقوم بتجميع كل التوزيعات ثم نصنف عدد الحالات التى تقع فوق الوسيط وتلك التى تقع تحته لكل مجموعة على حدة ، ونضع البيانات فى جدول ٢ × ص ٠

اختبار U لـ مان ـ هويتنى : (The Mann-Whitney U Test)

يمكن استخدام هذا الاختبار عند التعامل مع عينتين مستقلتين ،

(*) بالرجوع الى الجدول رقم ٩ المستمد منه البيانات وجدت اخطاء طفيفة ببيانات هذا الجدول فتم تصحيحها وتم احداث تعديل طفيف فى الفقرة الخاصة بنتائج الجدول ٢٤ حتى تتفق مع التصحيح الذى تم اجراؤه ٠ (المترجم)

ويتضمن مجموع الرتب التى تحدد بعد تجميع التوزيعين ، وحساب مجموع رتب كل مجموعة على حدة . فمثلا ، تمثل بيانات الجدول رقم ٢٥ درجات عينة من الذكور وعينة من الاناث فى اختبار معين ، ومجموع رتب الذكور ١١٩ ، ومجموع رتب الاناث ٩١ ، وعلى افتراض ان العينتين مشتقتان من

جدول رقم ٢٥ : درجات ورتب عينة من الذكور والاناث فى اختبار للاستدلال الحسابى

ذكور		إناث	
الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة
٢٩	٢٠	٢٤	١٨
٢٧	١٩	٢٠	١٤
٢٣	١٧	١٩	١٣
٢٢	١٦	١٦	١٠
٢١	١٥	١٥	٩
١٨	١٢	١٤	٨
١٧	١١	١٢	٧
١٠	٥	١١	٦
٨	٣	٩	٤
٦	١	٧	٢
	١١٩		٩١

نفس المجتمع الأصل ، فان مجموع الرتب المتوقعة للعينة الأولى $\bar{ر}_1$ يحدد بالمعادلة :

$$\bar{ر}_1 = \frac{ن_1(ن_1 + ن_2 + 1)}{2}$$

$$= \frac{١٠(١٠+١٠+١)}{٢}$$

$$= ١٠٥ \qquad (٢٠)$$

ومجموع الرتب المتوقعة للعينة $ر'_٢$ يحدد بالمعادلة :

$$ر'_٢ = \frac{ن_٢(ن_١+ن_٢+١)}{٢}$$

$$= ١٠٥ \qquad (٢١)$$

ويتبع توزيع انحرافات العينات عن مجموع الرتب المتوقعـــة المنحنى الاعتدالى المعيارى اذا كانت ن فى كل عينة ٨ او اكثر · ومعـادلة ذ هى :

$$ذ = \frac{ر_١ - ر'_٢}{\sqrt{\frac{ن_١ن_٢(ن_١+ن_٢+١)}{١٢}}}$$

$$= \frac{١١٩ - ١٠٥}{\sqrt{\frac{١٠ \times ١٠(١٠+١٠+١)}{١٢}}}$$

$$= ١٫٠٦$$

ومن قيمة ذ لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ·

أما اذا كان حجم العينات أقل من ٨ ، فلابد من حساب اختبار U (أنظر المعادلتين (٢٢) ، (٢٣) ثم الرجوع الى جداول U التى أعدها (Siegel) (٥ : ٢٧٣) ·

$$U_1 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + 1)}{2} - ر_1 \qquad (٢٢)$$

$$U_2 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_2(ن_3 + 1)}{2} - ر_1 \qquad (٢٣)$$

ولن تكون قيمنا U_1 ، U_2 متساويتين ، ويجب أن تكشف فى الجدول عن أصغرهما ·

ويفضل استخدام اختبار U لمان ـ هويتنى على اختبار الاشارة لأنه أكثر حساسية منه · ولكن عيبه الرئيسى يظهر حينما يوجد عـدد كبير من الرتب المشتركة فى التـــوزيع ·

اختبار الاشـــارة : (The Sign Test)

يستخدم اختبار الاشارة لتحديد دلالة الفروق بين عينتين مرتبطتين · ويستند هذا الاختبار الى أنه حينما نعالج ازواجا متناظرة ، فان نصف الفروق بين الأزواج يكون موجبا ونصفها سالبا · فمثلا ، بالنسبة لبيانات الجدول رقم ١١ ، لو طرحنا الأداء فى العشرين محاولة الأولى من الأداء فى العشرين محاولة الأخيرة ، نجد أن ٩ اشارات من ١٠ موجبة · وعلى أساس الفرض الصفرى الذى يفترض المناصفة ٥٠ ـ ٥٠ ، نستطيع أن نحـــدد بالضبط احتمالات الحصول على ٩ صور على الأقل (كما فى تجربة قـــذف العمـــلة المذكورة سابقا) من التوزيع ذى الحدين ($\frac{1}{2}$ + $\frac{1}{2}$) ١٠ ، وهى ٠٣ر ، وبالنسبة لاختبار ثنائى الطرف · (يمكن بطبيعة الحال اســـتخدام المنحنى الاعتدالى المعيارى أو $كا^2$ فى العينات التى تزيد عن ١٠ ، كما ســـبق أن أوضحنا) ، وبذلك نستطيع رفض الفرض الصفرى ·

مراجع

1. Cochran, W.G., and Gertude M. Cox. **Experimental Designs.** New York : John Wiley & Sons., Inc., 1950.

2. Edwards A. L., **Experimental Design in Psychological Research.** New York : Holt, Rinehart & Winston, Inc., 1950.

3. Meyer, W.J., "The Stability of Patterns of Primary Mental Abilities among Junior High and Senior High School Students". **Educational and Psychological Measurements,** 24 (Winter. 1960) : 795.

4. Ryan, T. A. "Multiple Comparisons in Psychological Research". **Psychological Bulletin,** 56 (January. 1959) : 29.

5. Siegel, S., **Nonparametric Statistics.** New York : McGraw Hill Book Company, Inc., 1956.